

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

**LA CYCLICITÉ DES SALAIRES RÉELS AGRÉGÉS AUX
ÉTATS-UNIS**

MÉMOIRE PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIE

PAR
JULIEN CHAMPAGNE

JANVIER 2007

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|---------------------------------------------------------------------------------|-----|
| LISTE DES FIGURES | v |
| LISTE DES TABLEAUX..... | vi |
| RÉSUMÉ | vii |
| INTRODUCTION | 1 |
| CHAPITRE I | |
| REVUE DE LA LITTÉRATURE..... | 5 |
| 1.1 Mesures et Évolution | 5 |
| 1.2 Mesures et Cyclicité | 7 |
| 1.3 Cyclicité, agrégation, et biais de composition de la force de travail | 8 |
| 1.4 Changements de composition de la force de travail | 16 |
| 1.5 Volatilité des ventes et des salaires au niveau de la firme | 17 |
| CHAPITRE II | |
| MESURE, EVOLUTION ET VOLATILITÉ : RÉSULTATS EMPIRIQUES ... | 21 |

| | | |
|--------------|--------------------------------------------------------------------------------|----|
| 2.1 | Description des mesures agrégées de salaire horaire moyen | 21 |
| 2.2 | Évolution des mesures et représentativité | 24 |
| 2.3 | Volatilité et Cyclicité : Principaux résultats..... | 38 |
| CHAPITRE III | | |
| | AUGMENTATION DE LA VOLATILITÉ RELATIVE : ÉTUDE AVEC L'ÉCHANTILLON CPS | 46 |
| CHAPITRE IV | | |
| | EXTENSION : REVENUS NIPA PAR EMPLOYÉ | 64 |
| | CONCLUSION | 67 |
| ANNEXE A | | |
| | BASES DE DONNÉES | 70 |
| ANNEXE B | | |
| | PRINCIPAUX RÉSULTATS | 75 |
| ANNEXE C | | |
| | LES DIFFÉRENTS INDICES DE PRIX (DÉFLATEURS) | 77 |
| ANNEXE D | | |
| | LE ECI (EMPLOYMENT COST INDEX) | 79 |

ANNEXE E

| | |
|-----------------------------------------------------------------------------------------|----|
| COMPARAISON GRAPHIQUE DES SALAIRES HORAIRES NBER, AHE, ET AHE (MANUFACTURIERS) | 82 |
|-----------------------------------------------------------------------------------------|----|

ANNEXE F

| | |
|-------------------------------------------------------------------------------------|----|
| COMPARAISON GRAPHIQUE DES SALAIRES HORAIRES PROVENANT DU PELQ, NIPA ET AHE | 83 |
|-------------------------------------------------------------------------------------|----|

| | |
|------------------|----|
| RÉFÉRENCES | 84 |
|------------------|----|

LISTE DES FIGURES

| Figure | | Page |
|--------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------|
| 1 | Volatilités: fenêtres ouvertes de 5 ans pour le PIB et les salaires AHE et NIPA..... | 3 |
| 2 | Salaire horaire réel NIPA vs AHE (du BLS) – en index | 24 |
| 3 | Parties <i>salaires</i> de NIPA vs AHE (du BLS) – en index | 25 |
| 4 | Heures Travaillées: DRI <i>Economics Database</i> vs NIPA – en index | 27 |
| 5 | Salaires horaires réels: NBER (travailleurs dans la production) vs AHE (manufacturiers) vs AHE – en index | 30 |
| 6 | Salaires horaires réels: CPSQS (hybrid), MORG (hybrid), NIPA et AHE – en index | 33 |
| 7 | Mesures de compensation: ECIall vs ECIpns (pour la compensation totale et la composante salaires) – en index | 35 |
| 8 | Mesures de compensation: ECIall et ECIpns (composante salaires), NIPA (composante salaires) et AHE | 35 |
| 9 | Salaires horaires réels: PELQ, NIPA et AHE – en index | 37 |
| 10 | Heures Travaillées: individus habiles (skilled) vs individus moins habiles (unskilled) | 48 |
| 11 | Évolution des ratios des heures travaillées des individus habiles (skilled) et moins habiles (unskilled) dans les heures totales (H) | 48 |
| 12 | Comparaison graphique: salaire horaire agrégé CPS (MORG) vs approximation (équation 9) – premières différences (logs) | 51 |

LISTE DES TABLEAUX

| Tableau | | Page |
|---------|-----------------------------------------------------------------|------|
| 1 | Principaux Résultats | 39 |
| 2 | Volatilités et corrélation | 40 |
| 3 | Volatilités : NBER vs AHE | 41 |
| 4 | Volatilités : PELQ, CPS et NIPA (composante salaires) | 42 |
| 5 | Résultats : Décomposition (eq. 10) | 53 |
| 6 | Poids Constants | 56 |
| 7 | Variances/Covariances constantes | 58 |
| 8 | Résultats : Décomposition (eq. 11) | 60 |
| 9 | Volatilités : salaire horaire et salaire par employé NIPA | 64 |
| 10 | Décomposition : salaire NIPA par employé..... | 66 |

RÉSUMÉ

Ce papier documente les caractéristiques cycliques divergentes des deux mesures de salaire réel agrégé les plus populaires aux États-Unis, soit le *Average Hourly Earnings* produit par le *Bureau of Labor Statistics*, et le salaire horaire moyen construit à l'aide des tables NIPA du *Bureau of Economic Analysis*. En analysant de plus près la mesure de salaire NIPA, on constate que le salaire réel agrégé aux États-Unis est acyclique et que sa volatilité relative par rapport au PIB augmente drastiquement après 1984. Nous montrons que cette augmentation de volatilité est due principalement à la hausse de la proportion de travailleurs avec *plus d'habiletés* (*skilled*) dans l'économie, ce type de travailleurs ayant une grande volatilité dans leurs salaires ainsi que dans leurs heures travaillées. Nous montrons aussi que la mesure agrégée de salaire provenant des tables NIPA est bien plus représentative de la population américaine que la mesure AHE, qui, quant à elle, n'a pas vu sa volatilité relative au PIB augmenter après 1984.

Mots clés : salaires réels, cycles économiques, volatilité, marché du travail.

INTRODUCTION

Comprendre le comportement cyclique des salaires réels agrégés, que ce soit par sa corrélation avec l'activité réelle ou par sa volatilité, est un aspect central de la recherche en macroéconomie. Depuis plusieurs années, les chercheurs débattent autour de résultats empiriques peu concluants et d'hypothèses contradictoires, dus essentiellement à la faible corrélation entre les salaires réels agrégés et l'output. Plusieurs économistes interprètent cette faible corrélation comme étant un fait stylisé primordial à la compréhension du marché du travail. D'autres croient que ce fait est peu pertinent, car il est la réflexion de forces opposées agrégées qui influencent pro cycliquement ou contra cycliquement les comouvements entre le salaire réel et l'output. Ce papier apporte une nouvelle dimension sur le comportement cyclique des salaires réels agrégés en tentant d'expliquer l'évolution de sa volatilité au cours des cinquante dernières années.

L'étude du comportement cyclique des salaires réels agrégés est de première importance quand on pense aux nombreuses utilités de cette mesure. Dans un premier temps, les salaires réels horaires sont utilisés par les gouvernements et les banques centrales pour évaluer le niveau de bien-être des individus, et ainsi les guider dans l'élaboration de politiques monétaires et fiscales. Ils sont aussi utilisés abondamment dans le monde des affaires, où les départements de ressources humaines, les syndicats, et les dirigeants d'entreprises utilisent les données sur les salaires réels moyens pour déterminer les échelles salariales des travailleurs. Dans le monde académique, les chercheurs tentent d'évaluer leurs modèles économiques en regardant ce que ces derniers prédisent comme réponse du salaire réel suite à divers chocs, ou encore les prédictions de leurs modèles concernant la volatilité du salaire réel et sa corrélation par rapport à l'output. Par exemple, Stock et Watson (1998) et

King et Rebelo (2000) utilisent une mesure de salaire provenant de la base de données Citibase, source qui est très similaire à celle des tables NIPA¹. Cooley et Prescott (1995) montrent que la cyclicité des salaires réels est très différente si on utilise la mesure AHE ou encore la mesure de compensation totale reçue provenant des tables NIPA. On comprend donc bien pourquoi l'étude du comportement cyclique des salaires réels agrégés est un aspect central autant pour le monde des affaires que pour la recherche académique.

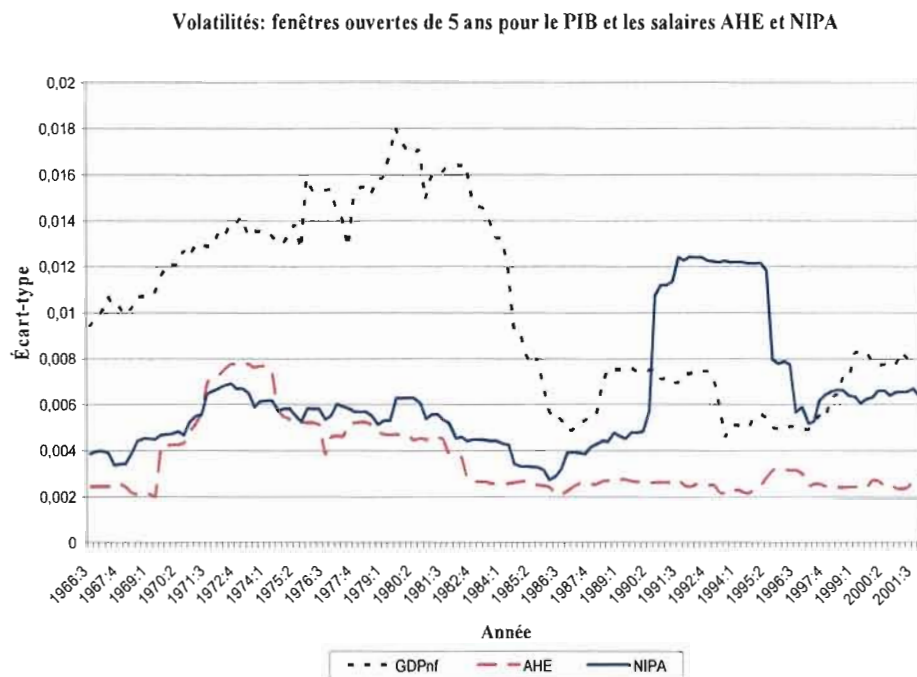
Nous montrons dans ce papier que les deux principales mesures agrégées de salaires réels aux États-Unis ont eu des comportements cycliques très différents depuis le début des années 1960. Ces mesures, utilisées comme base de référence tout au long de cet ouvrage, sont le *Average Hourly Earnings* (AHE), produit par le *Bureau of Labor Statistic* (BLS) et la compensation totale horaire reçue, provenant des *National Income and Product Accounts* (tables NIPA) produites par le *Bureau of Economic Analysis* (BEA). La figure 1 présente l'essence de ce point. En regardant la comparaison des volatilités² entre celles du PIB réel (non agricole), du AHE (provenant du BLS) et du salaire réel horaire moyen NIPA, on voit que les deux traditionnelles mesures agrégées de salaire réel ont évolué très différemment depuis les années 1960³.

¹ La base de données Citibase est mieux connue sous le nom de DRI Economics Database. Les résultats concernant la cyclicité des salaires réels agrégés avec la base Citibase sont semblables à ceux provenant des salaires NIPA. Le manque d'information (source) concernant les salaires provenant de Citibase nous force à ne pas les utiliser dans ce papier.

² Les volatilités sont mesurées en écart types sur des fenêtres ouvertes de 5 ans. Les années sur l'axe horizontal à la figure 1 représentent l'année *au milieu* des fenêtres ouvertes.

³ Les salaires sont indexés à l'inflation avec le déflateur PCE.

FIGURE 1



Le salaire NIPA a vu sa volatilité relative par rapport au PIB passer de 0.40 à 1.09, tandis que celle du AHE est restée constante autour de 0.5. En conséquence, les volatilités de ces salaires ont divergé, mais comme on le verra par la suite, les deux mesures de salaire ont aussi eu des évolutions et des comouvements par rapport à l'activité réelle très différents. Nous montrons que l'augmentation relative de la volatilité des salaires NIPA est due à l'augmentation des travailleurs avec plus d'habiletés dans la population, ces travailleurs ayant des revenus et des heures travaillées très volatiles. Nous démontrons également comment les mesures agrégées de salaire réel NIPA et AHE diffèrent, et pourquoi la mesure NIPA est bien plus représentative de la population américaine.

Ce papier comporte les sections suivantes. Premièrement, nous faisons une revue extensive de la littérature, montrant ainsi la direction que la recherche a prise au cours des dernières années. Deuxièmement, nous analysons les deux mesures principales de salaire réel agrégé⁴, tout en expliquant les différences qui sont à la source de leurs tendances, de leurs cyclicités et surtout de leurs volatilités divergentes. Nous illustrons ensuite les implications d'utiliser une mesure de salaire réel au lieu d'une autre lors de recherches économiques. Cette section est une extension du papier de Abraham, Spletzer et Stewart (1998). Dans un troisième temps, nous faisons une analyse empirique complète de la cyclicité des salaires réels, qui complétera et mettra à jour les études déjà faites à ce sujet. Finalement, nous étudions une question qui n'a pas encore été abordée, soit l'augmentation de la volatilité relative des salaires réels agrégés par rapport au PIB depuis le début des années 1980. Pour ce faire, nous faisons usage des micro données provenant du *Current Population Survey* (CPS) pour décomposer la variance du salaire horaire et ainsi trouver les sources de l'augmentation de la volatilité du salaire horaire moyen. Nous discutons dans quelle mesure ces résultats sont indicateurs de changements dans le fonctionnement du marché de travail.

⁴ L'annexe A présente une description complète des bases données utilisées, ainsi que des mesures de salaires qui en découlent.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature sur le comportement cyclique des salaires réels agrégés est extensive. Depuis les quarante dernières années, plusieurs chercheurs apportent leur contribution, et chacun d'entre eux émet ses réflexions sur le sujet. Par contre, l'étude étendue de la cyclicité des salaires réels agrégés porte surtout sur les comouvements entre le salaire réel agrégé et l'activité réelle, et pas sur les changements dans la volatilité des salaires agrégés relativement à l'activité réelle. C'est la contribution principale de ce papier, dans le but de compléter l'étude du comportement cyclique des salaires réels. Cette section présente de façon brève et concise une revue de la littérature sur l'évolution et la cyclicité des salaires réels, de façon à mieux comprendre l'importance de la volatilité des salaires réels.

1.1 Mesures et Évolution

Le premier problème sur lequel ce papier porte est d'expliquer les différences entre les deux principales mesures de salaire, le AHE (du BLS) et le salaire horaire moyen NIPA (du BEA). Abraham, Spletzer et Stewart (1998)⁵ font les premiers pas dans cette direction. Ils démontrent que certaines séries de données sur les salaires agrégés aux États-Unis ont eu des évolutions très différentes depuis les quarante dernières années, et tentent de donner une explication à ces divergences. Ils regardent dans un premier temps les divergences entre les salaires horaires moyens provenant des tables NIPA, du *Current Establishment Survey* (CES), et du *Current Population*

⁵ «*Divergent trends in alternative wage series*», tiré de; «*Labor Statistics Measurement Issues*», NBER Studies in Income and Wealth, vol.60, 1998, The University of Chicago Press, p.293-325;

Survey (CPS)⁶. Comme nous l'expliquons plus tôt pour le AHE provenant du CES et pour le salaire horaire moyen NIPA, ils montrent que ces deux séries ont eu des tendances très différentes depuis le milieu des années 1970. Les auteurs présentent aussi que les deux mesures de salaires moyens provenant du CPS évoluent entre les tendances divergentes des salaires NIPA et CES. Ils expliquent que ces différences peuvent survenir d'une différence dans les revenus de chaque source, et/ou des heures travaillées provenant de chaque source.

Dans un premier temps, ils démontrent que les divergences entre la mesure NIPA et celle du CES proviennent principalement des différences dans les populations couvertes par les deux sondages. En effet, le CES couvre une population de travailleurs beaucoup moins grande, se limitant seulement au travailleurs dans la production et sans gestion de personnel (*production and non-supervisory workers*). Ils avancent que les revenus de ce type de travailleurs ont baissé relativement aux autres travailleurs, ce qui explique le déclin des salaires agrégés provenant du CES. Ils répliquent ensuite l'échantillon du CES avec leur échantillon provenant du CPS, et montrent que les travailleurs dans la production et sans gestion de personnel provenant du CPS ont une tendance dans les salaires horaires moyens plus élevée que celle du AHE. Ils croient donc qu'il y a un sérieux problème de représentativité dans l'échantillon CES. D'un autre côté, ils laissent ouverte la question des divergences dans la volatilité de ces deux mesures de salaire, ainsi que du comportement de la compensation totale (salaires plus bénéfices), car il semble que les firmes ont de plus en plus tendance à augmenter les bénéfices relatifs à l'emploi pour attirer les travailleurs. Finalement, ils montrent que les différences entre le salaire horaire moyen NIPA et celui des mesures provenant du CPS sont dues principalement à une différence au niveau des heures travaillées. Ils estiment que les heures travaillées du

⁶ Ils réfèrent à deux sondages provenant du CPS, soit le « *March Current Population Survey* » (March CPS), et le « *Current Population Survey Quarter Sample* » (CPSQS), avec lesquels ils construisent deux mesures de salaire horaire moyen.

CPS sont surévaluées, i.e. les gens ont tendance à répondre qu'ils travaillent plus d'heures qu'ils en font réellement (Mellow et Sider, 1983 et Hamermesh, 1990), ce qui impliquerait que le salaire horaire CPS est plus faible que le salaire horaire NIPA.

1.2 Mesures et Cyclicité

Les papiers scientifiques en économie sur la cyclicité des salaires réels abondent depuis les quarante-cinq dernières années; Abraham et Haltiwanger (1995) font une bonne synthèse de cette littérature. Tout en résumant les études antérieures, ils mettent à jour la recherche sur le sujet en apportant leurs propres résultats pour le secteur privé non agricole. D'ailleurs, nos résultats sont similaires à ceux de Abraham et Haltiwanger (1995) pour ce secteur. L'annexe B présente certaines de ces statistiques en détails.

Plusieurs aspects techniques sont soulevés concernant la cyclicité des salaires réels : le choix de mesures de salaire utilisées, du déflateur, de l'indicateur cyclique, ainsi qu'à la façon d'extirper la tendance. Abraham et Haltiwanger (1995) montrent que les résultats concernant la cyclicité des salaires réels sont sensibles à presque tous ces aspects. Par exemple, ils montrent qu'un salaire indexé à l'inflation avec le CPI (*Consumer Price Index*) donne un salaire réel plus pro-cyclique qu'un salaire indexé à l'aide du PPI (*Producer Price Index*). De plus, ils favorisent le filtre HP (Hodrick-Prescott Filter) pour enlever la tendance des données avant les premières différences et une spécification de tendance linéaire⁷. Ils montrent également que les résultats ne sont généralement pas très sensibles au choix de l'indicateur cyclique, que se soit le PIB réel ou le taux de chômage. Par contre, les heures travaillées semblent démontrer des résultats quelque peu différents pour ce qui est de la cyclicité des salaires.

⁷ Utiliser un filtre-HP au profit d'une première différence ne change pas les résultats obtenus concernant la volatilité relative par rapport à l'activité réelle des salaires réels agrégés.

Finalement, ils montrent que les divergences dans les résultats d'études antérieures sont dues principalement à des problèmes de mesure dans les salaires agrégés.

1.3 Cyclicité, agrégation, et biais de composition de la force de travail

Ce problème de mesure dans les salaires agrégés incite Abraham et Haltiwanger (1995) à étudier le biais de composition dans les salaires agrégés, soulevé par quelques auteurs dans la littérature (Bils, 1985; Keane, Moffitt, Runkle, 1988; Kydland et Prescott, 1989; Solon, Barsky, Parker, 1994). Ils justifient cette hypothèse par le fait que les travailleurs avec moins d'habiletés (*«unskilled»*) sont plus vulnérables aux fluctuations dans la force de travail que les employés avec beaucoup plus d'habiletés (*«skilled»*). Alors, en période de récession, il y a beaucoup plus d'employés avec *moins d'habiletés* qui perdent leurs emplois, causant une augmentation de la proportion des travailleurs *habiles* dans la population. Cette augmentation se traduit par un biais dans les salaires agrégés car il y a plus de travailleurs *habiles*, et donc le salaire réel agrégé sera plus élevé que si la composition de la population de travailleurs était restée la même. Avec le même raisonnement, lors d'une expansion économique, la proportion de travailleurs *moins habiles* augmente, donc la proportion de travailleurs *habiles* diminue, ce qui se traduit par un salaire agrégé moins élevé que si la composition de la population de travailleurs était restée la même. En somme, ce problème de composition entraîne un biais contra-cyclique dans la corrélation entre le salaire réel et l'output. Selon ces auteurs, si on corrige ce biais, alors on peut voir la vraie nature de la cyclicité du salaire réel, i.e. comment il se comporte réellement pour une personne moyenne employée durant les fluctuations économiques.

Abraham et Haltiwanger (1995) résument ensuite quelques études faites avec des micro-données, pour ainsi corriger le biais de composition. À l'exception de Bils (1985) qui utilise la base de données NLSY (*National Longitudinal Survey of Youth*),

les études sont en faveur du fait que les données agrégées comportent un biais contracyclique significatif dans la dynamique cyclique du salaire réel. Ces études (Solon et al, 1994, Keane et al., 1988) portent sur la dimension panel du PSID (*Panel Study of Income Dynamics*). Avec ces micro-données, ils peuvent contrôler la composition de leur échantillon en suivant les mêmes travailleurs année après année, évitant ainsi le biais de composition. Abraham et Haltiwanger (1995) préfèrent les conclusions des études faites avec le PSID, car ils trouvent qu'il y a beaucoup de problèmes avec l'échantillon NSLY de Bils (1985). Dans un premier temps, ils remarquent que l'échantillon PSID inclut un groupe d'individus beaucoup plus hétérogènes que celui du NSLY, et deuxièmement, ils montrent qu'à cause des restrictions sur la collection des données dans le NSLY, l'échantillon de Bils exclut beaucoup plus d'individus qui sont susceptibles d'être vulnérables aux fluctuations économiques que l'échantillon provenant du PSID. On en conclut que la composition de la force de travail change de façon importante dans le temps, et qu'il est primordial de discerner ces mécanismes pour bien comprendre le fonctionnement du marché du travail.

1.3.1 Biais de Composition

Parmi ces études sur le biais de composition dans les salaires agrégés avec des micro-données, on retrouve celle de Solon, Barsky et Parker (1994). Solon et al. (1994) argumentent que la faible cyclicité des salaires réels dans les données agrégées n'est qu'une pure illusion statistique due à la construction des mesures de salaire agrégé, qui a pour effet de créer un biais de composition dans ce type de données (comme nous le mentionnons plus tôt). Pour démontrer leur point, Solon et al. (1994) supposent que la population de travailleurs peut être décomposée en $j=1,2,...,J$ groupes, où B_{jt} représente les salaires agrégés du groupe j , et H_{jt} représente les heures totales travaillées du groupe j . On peut définir $S_{jt}=H_{jt}/H_t$ comme étant la proportion des heures travaillées du groupe j dans la population totale, et $W_{jt}=B_{jt}/H_{jt}$ comme

étant le salaire horaire moyen du groupe j . Donc, la statistique de salaire horaire moyen pour la population totale peut être écrite de cette façon :

$$(1) \quad W_t = \frac{B_t}{H_t} = \sum_{j=1}^J \frac{B_{jt}}{H_t} = \sum_{j=1}^J \frac{H_{jt} * W_{jt}}{H_t} = \sum_{j=1}^J S_{jt} * W_{jt}$$

Comme on le voit à l'équation (1), la statistique agrégée du salaire horaire est une moyenne pondérée des salaires horaires de chaque groupe par les parts d'heures travaillées de chaque groupe. Le problème, selon Solon et al. (1994), est que les heures de travail pour chaque groupe changent différemment pendant les fluctuations économiques. Par exemple, ils montrent que si on prend la dérivée du salaire agrégé par rapport au taux de chômage, on obtient (en logarithmes) :

$$(2) \quad \frac{d \ln W_t}{dU_t} = \left(\frac{1}{W_t} \right) \left(\frac{dW_t}{dU_t} \right) = \sum_{j=1}^J S_{jt}^* \left(\frac{d \ln W_{jt}}{dU_t} \right) + \sum_{j=1}^J \left(\frac{W_{jt}}{W_t} \right) \left(\frac{dS_{jt}}{dU_t} \right)$$

où $S_{jt}^* = S_{jt}(W_{jt}/W_t)$ est la proportion du groupe j dans le salaire agrégé total. On voit bien, d'après l'équation (2), que la variation cyclique de la mesure de salaire agrégée est une moyenne pondérée des cyclicités individuelles, et d'un deuxième terme reflétant le changement cyclique de la composition des heures de chaque groupe d'individus (*skilled vs. unskilled hours*). Donc si dS/dU est fortement négatif pour certains groupes (où S est la proportion des travailleurs d'un certain groupe sur la population totale), alors le deuxième terme causera le biais contra-cyclique dans les salaires réels agrégés.

Pour surmonter ce problème, Solon et al. (1994) utilisent la dimension panel de la base de micro-données PSID; ils peuvent ainsi suivre les mêmes travailleurs année après année, gardant constant la qualité de la force de travail (le terme dS_{jt}/dU_t

reste constant). En faisant cet exercice, ils trouvent un salaire réel fortement pro-cyclique. Par contre, ils reconnaissent que leurs résultats peuvent être biaisés dû au fait que leur échantillon est petit, et qu'il n'est peut-être pas représentatif de la population. Ils font alors l'exercice avec un échantillon « non balancé », c'est-à-dire qu'ils ne mettent pas la restriction qu'un individu doit avoir des années consécutives avec des données de salaire pour l'inclure dans l'échantillon. De cette façon, ils obtiennent un échantillon beaucoup plus grand, et leurs résultats confirment que le salaire réel est pro-cyclique. Finalement, ils testent l'hypothèse que les mesures de salaire agrégé sont biaisées en injectant un biais de composition dans leur propre échantillon PSID pour recréer une mesure de salaire agrégé conventionnelle. Avec cet exercice, ils confirment les résultats obtenus précédemment dans la littérature : le biais de composition est universel dans les données agrégées.

Bien que cette idée du biais de composition soit acceptée dans la littérature économique, certains économistes affirment que pour étudier la cyclicité des salaires réels, il faut indexer les salaires à l'inflation avec un prix propre à chaque firme. De plus, cette cyclicité doit être calculée à partir d'un indicateur cyclique qui représente bien la situation économique dans laquelle la firme se retrouve. Swanson (2004) trouve un salaire réel fortement contra-cyclique en utilisant une telle approche. Il indexe les salaires à l'inflation avec un indice de prix propre au prix de l'output de chaque firme, en utilisant des contrôles appropriés pour les inputs intermédiaires, et en respectant l'état cyclique de l'industrie dans laquelle la firme fait partie, à l'opposé de l'état de l'économie agrégée comme l'ont fait les autres études. À partir de la base de données de *productivité NBER*, il utilise une spécification similaire aux études classiques antérieures, sauf qu'il ajoute comme variables explicatives à sa régression des inputs intermédiaires d'énergie et de non-énergie;

$$(3) \quad \ln \frac{W_t}{P_t} = \alpha * \ln(l_t) + \beta * \ln(e_t) + \gamma * \ln(m_t) + h(t) + \varepsilon_t$$

où $\ln(W/P)$ représente le salaire réel, et $h(t)$ est une tendance HP. Les deux autres termes, soit e_t et m_t représentent respectivement les inputs intermédiaires énergie et non-énergie. Il calcule des salaires agrégés à l'aide des données des firmes pour chaque industrie (au niveau « 4-digit »), et il indexe à l'inflation ces salaires avec un indice de prix à la production propre à l'industrie dans la quelle la firme se retrouve. De plus, l'indicateur cyclique est spécifique à chaque industrie, contrairement à des indicateurs plus généraux dans les études antérieures (PIB, taux de chômage, etc.) Il calcule ensuite la cyclicité des salaires réels pour chaque industrie, et trouve, contrairement aux études précédentes, que les salaires réels payés par les firmes sont significativement contra-cycliques pour la majorité des industries. De plus, Swanson réplique les études traditionnelles en agrégeant les salaires dans toutes les industries, en les indexant à l'inflation avec un indice de prix général et en calculant la cyclicité des salaires avec un indicateur cyclique général (PIB, taux de chômage). Il trouve des résultats similaires aux études traditionnelles, soit une corrélation avec l'activité économique très faible et non significative.

Ce résultat est logique si on se fie à Solon, Barsky, et Parker (1994), qui stipulent qu'en agrégeant toutes les industries ensemble, cela ajoute une cyclicité positive dans les salaires réels car les heures travaillées de certaines industries qui paient des salaires élevés, comme par exemple, la construction et les manufacturiers, sont pro-cycliques. En utilisant sa spécification, Swanson est capable de tenir compte de ce biais de pro-cyclicité dans les salaires. De leur côté, Solon et al. (1994) stipulent que les meilleures opportunités d'avancement (vers des industries qui versent des salaires plus élevés) que les travailleurs obtiennent durant les expansions économiques sont une source authentique de pro-cyclicité dans les salaires réels⁸.

⁸ Un contre argument à celui de Solon et al. est qu'on pourrait dire la même chose de leur biais contra-cyclique dans les salaires agrégés; i.e. les mises à pied de certains types de travailleurs durant les

Ces deux papiers montrent qu'il existe deux sortes de biais dans les salaires réels agrégés, soit un biais pro-cyclique en agrégeant toutes les industries ensemble, démontré par Swanson (2004), et un biais contra-cyclique démontré par Solon, Barsky, Parker (1994). Dans la littérature, il semble que les chercheurs favorisent les hypothèses de Solon et al. (1994). Dans l'étude de Swanson, bien que ce dernier valide ses résultats avec un autre échantillon (*Jorgenson's 34-sector KLEM data set*) qui regroupe d'autres types de travailleurs, il se peut que les résultats soient biaisés dû au fait que la base de donnée NBER regroupe seulement des firmes manufacturières, donc un groupe de travailleurs homogènes, pas vraiment représentatifs, et que son échantillon KLEM est très petit (couvre seulement 34 industries), souffrant d'un problème de représentativité. Il serait intéressant de faire le même exercice avec un échantillon plus hétérogène, aussi bien au niveau des types de firmes que des types de travailleurs, mais le manque de données détaillées, comme la base de données de *productivité NBER* le fournit, met un frein aux avancements dans cette direction.

1.3.2 Unité efficiente de travail

Plusieurs autres auteurs tentent de mesurer la cyclicité des salaires réels en tenant compte du biais de composition soulevé dans Solon, Barsky et Parker (1994). Kydland et Prescott (1993), Hansen (1993), et Bowlus, Liu et Robinson (2002) et Liu (2003) proposent l'approche d'unité efficiente de travail pour contrôler le biais de composition de la main d'œuvre. Bowlus et al. (2002) proposent cette approche d'unité efficiente de travail pour tenir compte non seulement du biais de composition dans Solon et al. (1994), mais aussi pour contrôler le biais potentiel dans la quantité d'input de travail, i.e. les heures travaillées. Ils calculent la cyclicité du salaire réel en

récessions et les embauches massives durant les expansions pourraient aussi être une source authentique de contra-cyclicité dans les salaires réels.

calculant la corrélation entre l'input-travail et son prix, soit le nombre d'unités efficaces de travail et le prix d'une unité efficace de travail⁹. Ils trouvent une forte corrélation positive entre l'input-travail et son prix, corrélation encore plus forte que celle trouvée par Solon et al (1994). Bowlus et al. (2002) stipulent que cela est dû au fait que leur approche permet de contrôler aussi les biais dans la quantité d'input de travail. Cette approche d'unité efficace de travail pour contrôler la qualité de la force de travail semble ingénieuse à première vue, mais elle repose sur des hypothèses très fortes. On suppose en particulier une compétition parfaite sur le marché du travail qui fait que le prix d'une unité efficace de travail est le même partout, et on suppose aussi que ces unités efficaces de travail peuvent être organisées par quelques variables observables telles que les années d'éducation.

Liu (2003) propose la première comparaison de la cyclicité des salaires réels entre plusieurs pays. Utilisant lui aussi l'approche d'unité efficace de travail, il trouve une corrélation fortement positive entre l'input-travail et son prix pour les États-unis, le Canada et la Grande-Bretagne. Il montre, comme Bowlus et al. (2002), que cette corrélation est plus forte que celle mesurée avec la dimension panel d'une série de micro-données comme l'étude de Solon et al. (1994), et encore beaucoup plus forte que celle mesurée dans les données agrégées traditionnelles. À cause des raisons évoquées plus haut, nous décidons de ne pas utiliser cette méthode pour contrôler la force de travail. Les résultats de ces études doivent être pris avec précaution.

⁹ Cette corrélation (sous l'approche d'unité efficace de travail) est la corrélation entre le salaire réel et les heures travaillées, mais ajustés pour la qualité de la force de travail.

1.3.3 Cyclicité et individus qui ne changent pas d'emploi

La cyclicité des salaires réels peut être décortiquée entre les travailleurs qui changent d'emplois durant les cycles économiques et ceux qui gardent le même emploi. Les données empiriques montrent que les travailleurs qui changent d'emplois durant les cycles sont une bonne source de pro cyclicité dans les salaires réels. Par exemple, durant une expansion économique, les opportunités de changer d'emploi sont normalement plus grandes, et ainsi les individus migrent vers des emplois mieux rémunérés. Bils (1985) et Shin (1994) trouvent que la pro-cyclicité des salaires réels est due principalement aux employés qui changent d'employeurs durant les expansions économiques. Devereux (2001), tant qu'à lui, décompose la force de travail de son échantillon PSID, en séparant les individus qui ont changé d'employeurs et ceux qui ont gardé le même emploi. Il trouve que le salaire réel des individus qui ne change pas d'emploi est acyclique, et que la pro cyclicité des salaires réels provient des individus qui changent d'emploi. Shin et Solon (2006) poursuivent l'analyse de Devereux (2001) sur la cyclicité des salaires réels pour les employés qui ne changent pas d'emploi (*job-stayers*), question de voir si ces travailleurs ont eux aussi des revenus pro-cycliques. Shin et Solon (2006) tentent de reproduire l'exercice de Devereux (2001), mais avec la base de données NLSY (*National Longitudinal Survey of Youth*). Ils trouvent, contrairement à Devereux (2001), un salaire réel substantiellement pro-cyclique pour les employés qui ne changent pas d'emploi¹⁰. Par contre, ils trouvent qu'en général, comme Bils (1985) et Devereux (2001), que la grande partie de la pro-cyclicité des salaires réels provient des travailleurs qui changent d'emplois, et aussi des travailleurs autonomes (*self-employed*). Il est à noter que Abraham et Haltiwanger (1995) remarquaient de sérieux problèmes de représentativité avec l'échantillon NLSY (échantillon utilisé par Bils (1985), et Solon et Shin, 2006), à cause que le NLSY manque d'hétérogénéité. Leurs résultats,

¹⁰ Parmi ces employés, ils remarquent que la pro-cyclicité provient de compensations au-delà des salaires, comme le temps supplémentaire et les bonus de performances

particulièrement ceux concernant la cyclicité des salaires réels des *job-stayers*, sont donc à prendre avec discrétion.

1.4 Changements de composition de la force de travail

Dans l'étude du comportement cyclique des salaires réels agrégés, la compréhension des mouvements dans la force de travail est primordiale pour comprendre les mouvements des salaires agrégés. Comme nous le mentionnons plus tôt, les changements dans la composition de la force de travail évoqués par Solon, Barsky et Parker (1994) ont toujours été pris subséquemment comme un fait stylisé dans la littérature. Les travailleurs *moins habiles* sont plus sensibles aux fluctuations économiques que les travailleurs avec plus d'habiletés. Coen et Castro (2005), étudient le comportement des heures travaillées provenant des travailleurs *plus habiles* et *moins habiles* (*skilled vs. unskilled workers*)¹¹. Avec des données provenant du *CPS' Merged Outgoing Rotation Groups*, ils utilisent eux aussi l'approche *d'unité efficiente de travail* pour contrôler le biais de composition de la main d'œuvre. Ils trouvent, contrairement à la pensée populaire, que les heures travaillées des travailleurs *habiles* sont devenues fortement pro-cycliques et très volatiles depuis le milieu des années 1980. C'est donc contraire aux hypothèses faites notamment par Solon et al. (1994). De plus, Coen et Castro (2005) montrent que ce fait est même évident avant les années 1970. Entre 1970 et le milieu des années 1980, les heures travaillées des individus *habiles* sont devenues plus stables, formant cet idée que les travailleurs *habiles* sont moins vulnérables aux mises à pied durant les récessions. Par la suite, elles sont redevenues plus volatiles que les heures travaillées des individus *moins habiles*. Une explication pour les résultats obtenus par Solon et al. (1994) est que leur étude survient au début des années 1990, et qu'ils n'ont

¹¹ Ils distinguent les habiletés des individus par leur niveau de scolarité; l'individu sera considéré *habile* s'il détient au moins un « *college degree* » (baccalauréat universitaire) aux États-Unis.

probablement pas un échantillon assez grand pour voir le comportement des heures travaillées changer au milieu des années 1980.

Pour expliquer ce phénomène, Coen et Castro (2005) émettent une hypothèse par laquelle une réduction dans le degré de complémentarité *capital-habilité* pourrait être une cause de l'augmentation de la volatilité et de la cyclicité des heures de travail des individus *habiles*. Ils stipulent qu'au début des années 1970, un avancement technologique significatif a augmenté la demande des travailleurs *habiles* pour pouvoir performer des tâches plus complexes, d'où le haut degré de complémentarité *capital-habilité*. Mais plus la technologie s'est développée au fil des années, plus les firmes ont pu former à coûts moindres des travailleurs *moins habiles* pour performer les mêmes genres de tâches. Le degré de complémentarité capital-habilité a donc baissé. Leur intuition, basée sur l'hypothèse de substitution de Oi et Rosen (1968), semble intéressante, quoi que leur modèle macroéconomique avec complémentarité *capital-habilité* en production reposent sur des hypothèses très fortes. En résumé, leurs résultats empiriques montrent que depuis 1984, la volatilité des heures de travail des travailleurs *habiles* augmente et ces heures sont devenues fortement procycliques. De l'autre côté, la volatilité des heures de travail des travailleurs *moins habiles* a diminuée depuis le milieu des années 1980, suivant celle du PIB. Le comportement de la volatilité relative des heures travaillées des individus *moins habiles* par rapport au PIB a donc resté stable.

1.5 Volatilité des ventes et des salaires au niveau de la firme

Finalement, deux papiers sur la cyclicité des salaires et de la production des firmes ont attirés l'attention en macroéconomie dernièrement; Comin et Mulani (2005), et Comin, Groshen, et Rabin (2006), démontrent que même si la volatilité du PIB a chuté et s'est stabilisée depuis le début des années 1980, la volatilité au niveau de la firme a augmentée, causant ainsi une augmentation de la volatilité au niveau de

la firme des salaires réels¹². Le premier texte (Comin et Mulani, 2005) montre, en utilisant la base de données COMPUSTAT, que la volatilité au niveau de la firme (volatilité des ventes, nombre d'employés, ou du ratio bénéfices-ventes) augmente significativement depuis le début des années 1980. Ils montrent également que cette augmentation est exactement à l'inverse de la baisse de la volatilité des ventes agrégées (ou du PIB). Selon les auteurs, les croyances populaires que les changements dans la façon de gérer la politique monétaire stabilisent mieux l'économie sont erronées, car il est dur de penser à une politique monétaire qui fait augmenter la volatilité au niveau de la firme. Utilisant leur échantillon (COMPUSTAT), ils reproduisent la volatilité agrégée du PIB avec leurs données sur les ventes de chaque firme, et montrent que cette volatilité diminue bien depuis 1980. Comin et Mulani (2005) stipulent que cette baisse de la volatilité du PIB s'explique par les covariances entre les volatilités au niveau des firmes. Le deuxième texte, de Comin, Groshen, et Rabin (2006), continue dans la même veine, en faisant le même genre d'analyse, mais pour les salaires versés au niveau de chaque firme. Ils trouvent que la volatilité des salaires réels au niveau de la firme augmente significativement depuis trente ans. Ils font donc un lien entre cette volatilité accrue au niveau de la performance de la firme ainsi qu'au niveau des salaires réels. Ils trouvent que cette augmentation de volatilité au niveau de la firme peut expliquer jusqu'à soixante pourcent de l'augmentation de la volatilité des salaires réels payés par les firmes.

Comin et al. (2006) apportent quelques hypothèses intéressantes sur le fait que l'augmentation de la volatilité au niveau de la performance de la firme explique l'augmentation de la volatilité des salaires au niveau de la firme. Ils stipulent, par exemple, que les firmes gèrent mieux leur risque dans un environnement économique plus compétitif en le partageant avec les employés sous la forme de bonus de performance et/ou de bénéfices. Bien que ces hypothèses soient très plausibles, il

¹² La volatilité qu'ils calculent est une fenêtre mobile de 10 ans. Ils remarquent une augmentation de la volatilité des ventes au niveau de la firme, ainsi que des salaires réels au niveau de la firme.

semble qu'il y a un problème de représentativité dans COMPUSTAT avant les années 1980. Les données de COMPUSTAT¹³ proviennent des firmes qui enregistrent leurs états financiers à la SEC (*Securities Exchange Commission*). Dans un premier temps, il y a clairement beaucoup plus de données pour les firmes après 1980. Deuxièmement, il n'est pas évident de faire ressortir une mesure de dépenses totales en main d'œuvre à partir des états financiers; le tout est informatisé et il se peut que pour des états financiers quelque peu différents en terme de structure, COMPUSTAT ne fait pas ressortir les dépenses en travail des firmes. De plus, la SEC a changé ses politiques souvent au cours des cinquante dernières années¹⁴, et il se peut que dans les années 1950 à 1970, le contrôle fût plus souple au niveau des états financiers, donc les firmes n'étaient pas dans l'obligation d'inclure certains détails dans leurs états financiers. Finalement, l'augmentation des firmes publiques a grandement augmenté depuis la fin des années 1970, ce qui entraîne une meilleure représentation dans l'échantillon depuis le début des années 1980. Tous ces facteurs ensemble font donc que les données agrégées sur les salaires venant de COMPUSTAT ne sont pas très représentatives. D'ailleurs, Davis, Haltiwanger, Jarmin et Miranda (2006) argumentent aussi qu'il y a certainement un problème de représentativité dans l'échantillon COMPUSTAT, car ils obtiennent une volatilité au niveau de la firme qui baisse en répliquant l'analyse de Comin et Mulani (2005) avec un échantillon provenant de la base de données LBD (*Longitudinal Business Database*). Cette base de données regroupe des firmes privés et publiques, montrant que l'échantillon COMPUSTAT est biaisé car il regroupe seulement des firmes publiques, et ne tient pas compte des millions de firmes privées¹⁵.

¹³ Voir l'Annexe A pour une description détaillée des bases de données.

¹⁴ Par exemple, au moment d'écrire ces lignes, la SEC vient de changer ses politiques relativement à la divulgation de la rémunération des dirigeants d'entreprise.

¹⁵ Avec COMPUSTAT, nous avons utilisé les données sur les salaires pour chaque firme et nous avons créé un salaire agrégé pour l'économie Américaine. On a vite reconnu qu'il y a un sérieux problème de représentativité avant 1980, car beaucoup de données sont manquantes au niveau des listes de paie des firmes. Après 1980, il semble que la représentativité augmente beaucoup.

En somme, la littérature sur la cyclicité des salaires réels est extensive, et documente bien les mouvements des salaires réels avec l'activité réelle. Par contre, elle n'aborde pas le sujet de l'augmentation drastique de la volatilité relative des salaires réels agrégés par rapport à l'activité réelle au milieu des années 1980. C'est sur cette question que nous nous penchons à présent.

CHAPITRE II

MESURE, EVOLUTION, ET VOLATILITÉ : RÉSULTATS EMPIRIQUES

La première étape dans l'étude du comportement cyclique des salaires réels est de bien comprendre les mesures agrégées de salaire réel avec lesquelles nous travaillons. Beaucoup trop de chercheurs utilisent les données agrégées sans se soucier de la provenance de celles-ci, ainsi que de savoir comment ces mesures sont construites. À quoi bon comparer la dynamique du salaire réel issue d'un modèle à des données observées si on n'a pas les bonnes mesures de salaire? Nous documentons donc, dans un premier temps, les caractéristiques spécifiques des deux mesures agrégées de salaire réel dont nous parlons plus tôt. Ensuite, nous comparons leurs tendances avec d'autres mesures agrégées de compensation versée aux employés, pour ainsi démontrer comment la mesure de salaire NIPA est beaucoup plus représentative des travailleurs américains que la mesure AHE. Dans un troisième temps, nous mettons à jour les statistiques concernant la cyclicité et la volatilité des salaires réels agrégés, et nous commentons les résultats. Les deux dernières sections porteront sur l'augmentation relative de la volatilité des salaires agrégés par rapport au PIB. À ce point, nous tentons d'identifier les sources de cette augmentation relative de la volatilité par rapport à l'activité réelle.

2.1 Description des mesures agrégées de salaire horaire moyen

Comme nous le mentionnons plus tôt, les deux mesures de salaire d'intérêt dans ce papier sont le AHE provenant du sondage CES produit par le BLS, et la compensation horaire moyenne reçue, provenant des tables NIPA (du BEA). Nous

démontrons ici les fondements derrière ces deux mesures, et donc pourquoi leurs évolutions et volatilités divergent depuis quarante ans.

Les données du sondage CES (*Current Establishment Survey*) qui produit le AHE proviennent des listes de paie des firmes. Le AHE est calculé de la façon suivante : les salaires sont premièrement agrégés par industries, de même que pour les heures travaillées. Ensuite, les salaires agrégés par industries sont additionnés, et divisé par les heures totales travaillées (agrégées). On voit que chaque industrie a un poids proportionnel à son importance (en heures de travail) dans l'économie. Les données du CES proviennent des industries privées non agricoles. Ils couvrent seulement les travailleurs en production (dans les industries de ressources naturelles et minières, ainsi que manufacturières), et les travailleurs sans gestion de personnel (dans les industries de services)¹⁶. Ces groupes représentent 80% de tous les employés dans les industries privées non agricoles, mais seulement 50% des salaires agrégés dans l'économie¹⁷. Il y a donc ici un premier problème avec l'échantillon CES : bien qu'il couvre une bonne partie de la population, il ne représente pas de loin l'ensemble des salaires versés dans l'économie.

Il y a une grande inégalité salariale aux États-Unis qui est croissante (Abraham, Spletzer, Stewart, 1998; Autor, Katz, Kearney, 2005; Heathcote, Storesletten, Violante, 2003), et l'échantillon du CES en est une belle preuve. Donc, si depuis les années 1980, il y a eu une augmentation dans les salaires des gestionnaires, managers, ou autres individus qui sont dans la supervision, la gestion de personnel, ou encore ayant un poste de cadre, alors cette augmentation des revenus n'est pas représentée dans la mesure AHE. Le même raisonnement s'applique aussi pour la volatilité.

¹⁶ « Production and non-supervisory workers »

¹⁷ Ces chiffres proviennent du BLS (sondage CES) et du BEA, respectivement.

Un deuxième problème est que la mesure AHE regroupe les salaires bruts des employés, incluant les salaires reliés au temps supplémentaire. Les commissions et bonus ne sont pas inclus, à moins qu'ils soient payés à chaque période. Les pourboires ne sont pas inclus dans la mesure AHE. Tous types de contributions faites par l'employeur comme des contributions à un fond de retraite, assurance-emploi ou autres types d'assurances ne sont aussi pas incluses. La mesure AHE ne couvre donc pas tous les différents types de revenus que les employés peuvent recevoir.

Ces salaires sont indexés à l'inflation avec le CPI-W¹⁸. Nos résultats démontrent que le choix de déflateur n'est pas un problème ici : le AHE peut être indexé à l'inflation avec le CPI ou le PCE et les résultats concernant la cyclicité sont semblables. Abraham et Haltiwanger (1995) confirment aussi ces résultats.

La deuxième mesure de salaire horaire utilisée est celle provenant des tables NIPA produites par le BEA. La mesure que nous utilisons est la compensation totale reçue, divisée par les heures de travail totales. La compensation totale reçue est la somme des salaires versés et des suppléments aux salaires. Les salaires versés se définissent comme étant la rémunération des employés, incluant celles des dirigeants d'entreprises, les bonus, commissions, options sur actions exercées, indemnités de licenciement, et autres paiements comme les repas dans les restaurants fournis aux employés. Les salaires versés aux employés sont calculés avant toutes déductions comme l'assurance sociale et les frais de syndicats; ils représentent les salaires déboursés, mais pas nécessairement « gagnés » durant l'année. Les suppléments aux salaires consistent aux déboursements de l'employeur pour les pensions de retraite, pour les fonds d'assurance, et pour l'assurance sociale gouvernementale. La mesure NIPA couvre une population de travailleurs beaucoup plus grande que celle du AHE,

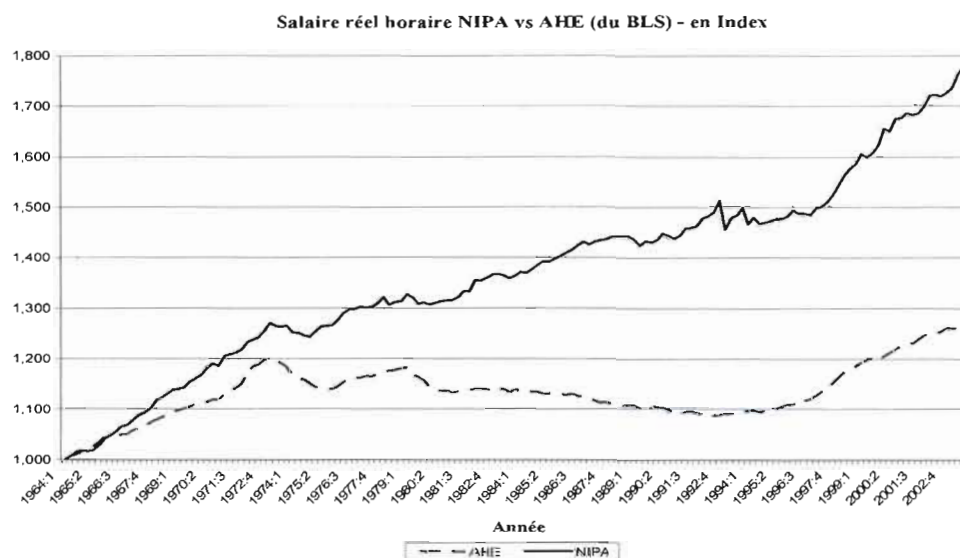
¹⁸ Le CPI-W veut dire *Consumer Price Index for Urban Wage Earners and Clerical workers*. L'Annexe C présente les différents indices de prix ainsi qu'une comparaison graphique. Nous reviendrons plus tard sur ce point.

en incluant plusieurs types de travailleurs et ne se limitant pas à la définition d'un employé du CES. De plus, le salaire NIPA regroupe les employés en agriculture pour les industries privées, et aussi les employés gouvernementaux. Par contre, ces deux groupes d'individus ne sont vraiment pas assez grands pour expliquer l'écart entre les deux mesures de salaires.

2.2 Évolution des Mesures et Représentativité

Comme mentionné précédemment, les deux mesures agrégées de salaire réel ont vu leurs volatilités diverger depuis le début des années 1980. Ici, nous montrons que ces deux mesures ont aussi divergé au niveau de leur croissance depuis quarante ans. Cet exercice, qui se veut un complément à celui d'Abraham et al. (1998), expose clairement pourquoi le AHE ne représente pas adéquatement le salaire horaire moyen aux États-Unis. La figure 2 montre l'évolution des deux mesures de salaire depuis 1964; les deux salaires sont indexés à l'inflation avec le PCE pour bien les comparer.

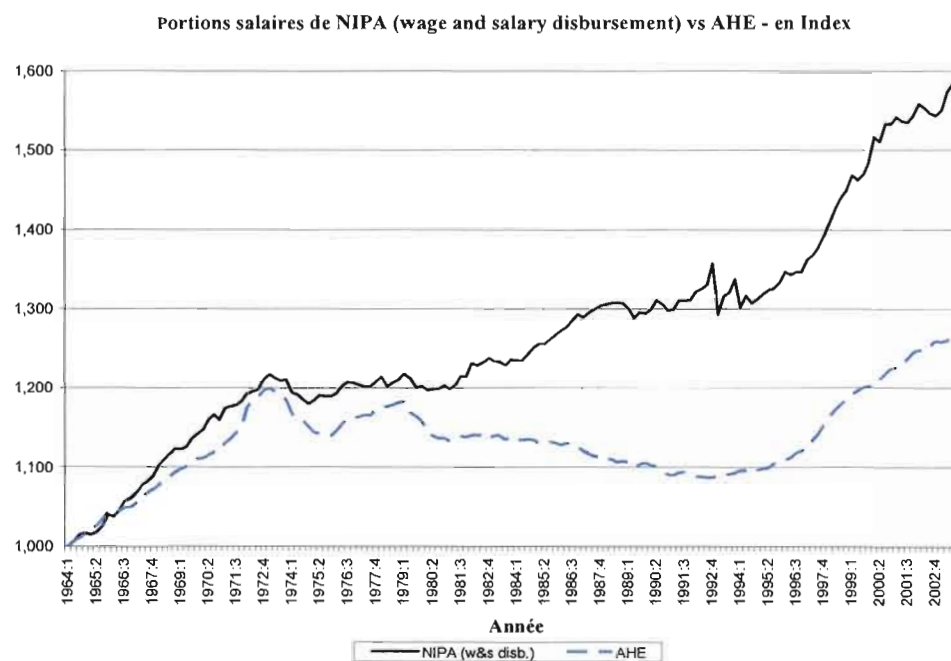
FIGURE 2



On remarque que le parcours des deux mesures de salaire diverge depuis 1964. La suite de cette analyse confirme que cette divergence est due à un problème de représentativité au sein de la population couverte dans le AHE, tout comme le concluent Abraham et al. (1998).

La première remarque que l'on fait en regardant les différences de composition entre les deux mesures est que la compensation horaire NIPA inclut beaucoup plus de revenus et bénéfices que le salaire AHE. On peut donc penser que la mesure augmente plus relativement à la mesure AHE à cause qu'elle inclut plus de bénéfices que le AHE. Nous étudions donc cette avenue en comparant la portion *salaires* de la mesure de compensation NIPA avec la mesure AHE.

FIGURE 3



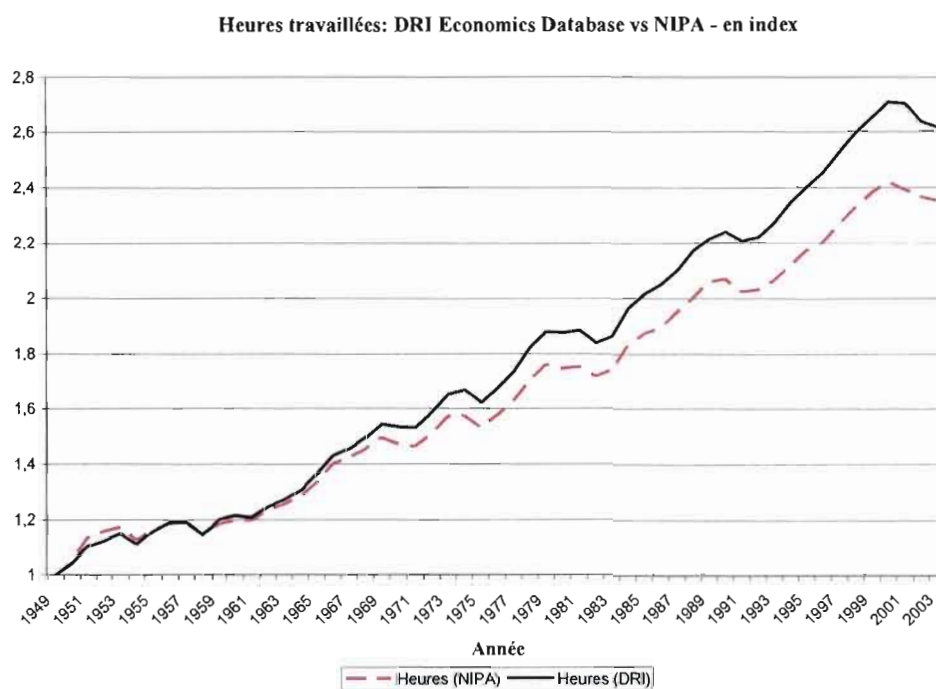
On voit à la figure 3 que même si on enlève la partie suppléments aux salaires des revenus NIPA, la divergence reste flagrante entre les deux mesures¹⁹. En étudiant seulement la portion « salaires » de la mesure NIPA, on s'aperçoit qu'elle contient relativement plus de types de revenus que celle du CES. Les bonus et les commissions sont inclus dans NIPA, mais pas dans AHE à moins d'être versés à chaque paye. Aussi, les pourboires sont inclus dans NIPA, et les contributions d'employeurs de type 401(k) sont incluses dans NIPA pour certains états américains. Cette définition moins restreinte de la mesure NIPA peut possiblement expliquer les différences dans les deux mesures; selon Abraham et al. (1998), bien que les bonus, commissions et pourboires ont augmenté significativement depuis les années 1980, ils estiment que cette augmentation est loin d'être assez forte pour expliquer la divergence entre les deux mesures. Ils expliquent aussi qu'environ 10% des répondants au CES rapportent des salaires versés après contributions pour 401(k). Bien que ce taux soit beaucoup plus faible pour les répondants au BEA, ils estiment qu'il est peu probable que cela explique la différence entre les deux mesures de salaire.

Une autre question importante à explorer est les heures travaillées provenant des deux sondages. Selon Abraham et al. (1998), cela n'a aucune influence car les heures travaillées sont très semblables, qu'elles viennent du CES ou du BEA. Le problème ici est que nous utilisons les heures travaillées provenant d'une autre base de données (*DRI Economics Database*) que celle du BEA car elle ne produit que des données annuelles. Nous comparons ici, en données annuelles, les heures travaillées que nous utilisons (base de données DRI) avec celle du BEA (NIPA). Nous

¹⁹ Lors de comparaisons graphiques sur l'évolution de différentes mesures de salaire, nous utilisons le déflateur *PCE* pour indexer à l'inflation les mesures de salaire. Il est à noter que le BLS utilise le CPI-W pour indexer le AHE à l'inflation. Lorsqu'il est indexé avec le CPI-W, le AHE a une croissance encore plus faible. Nous utilisons le PCE pour avoir une consistance dans les évolutions, et, de plus, il semble y avoir beaucoup de problèmes avec le CPI (ou le CPI-W). Nous y revenons plus tard dans ce papier.

remarquons que les heures NIPA suivent de près la mesure des heures du DRI, sauf qu'il y a un léger déclin dans les heures NIPA au début des années 1970, et ensuite la tendance est presque la même. Donc le fait de ne pas utiliser exactement les heures NIPA sous-estime notre mesure de salaire horaire. En conséquence, l'argument des heures travaillées n'est pas valable pour expliquer le déclin de la mesure AHE relativement à celle NIPA. La figure 4 ci-dessous présente ce point.

FIGURE 4



La seule avenue importante restante pour expliquer cette divergence dans les mesures de salaires horaires repose sur les différences dans les populations couvertes de chaque sondage. Nous mentionnons plus tôt que la population couverte par le sondage CES est beaucoup plus restreinte que celle du BEA. Pour que cet argument soit valable, il faut soit que la portion de la force de travail des travailleurs dans la

production et sans gestion de personnel (population du CES) ait baissée de façon importante, de sorte que la distance entre les salaires agrégés des travailleurs inclus dans le AHE et les salaires agrégés de l'économie totale ait augmentée, soit que les revenus des travailleurs inclus dans le CES aient baissé relativement à ceux des autres travailleurs dans l'économie.

La première hypothèse n'est pas valable, car selon les données du CES, la portion des travailleurs du CES dans l'économie était de 82.8% en 1973, 80.7% en 1982, et de 81.4% au milieu des années 1990. Donc, quand la divergence commence à être beaucoup plus prononcée (début des années 1980), la portion des travailleurs du CES augmente légèrement, ce qui contredit la première hypothèse faite plus haut.

Il faut donc qu'il y ait une inégalité importante des salaires qui a continué de progresser durant les années 1980 et 1990, et que les travailleurs non inclus dans l'échantillon CES ont vu leur revenus croître de façon importante depuis le début des années 1980 relativement aux travailleurs inclus dans le CES. Abraham et al. (1998) tentent de répliquer l'échantillon CES avec des micro-données CPS; ils incluent tous les individus de l'échantillon CPS qui répondent à la définition d'un travailleur dans le CES. Étrangement, ils trouvent une mesure de salaire qui a évolué bien au-delà de la mesure AHE du CES. Une étude faite en 1981 par le Département du Travail aux États-Unis montre que plus de la moitié des répondants au CES indiquaient que leurs listes de paie ne leur permettaient pas de distinguer parmi leurs employés ceux qu'ils devaient inclure dans la définition du CES. Cette étude leur a permis aussi de constater que 18% des répondants distinguaient leurs employés par « travailleurs salariés » et « travailleurs horaires²⁰ » pour répondre à la définition d'un travailleur au CES (*Department of Labor*, 1983). On peut donc être porté à croire que les emplois inclus dans le CES ne sont pas ceux qui correspondent adéquatement à la définition

²⁰ Travailleurs payés à l'heure (« horaires ») sont ceux que 18% des firmes incluait dans la définition du CES.

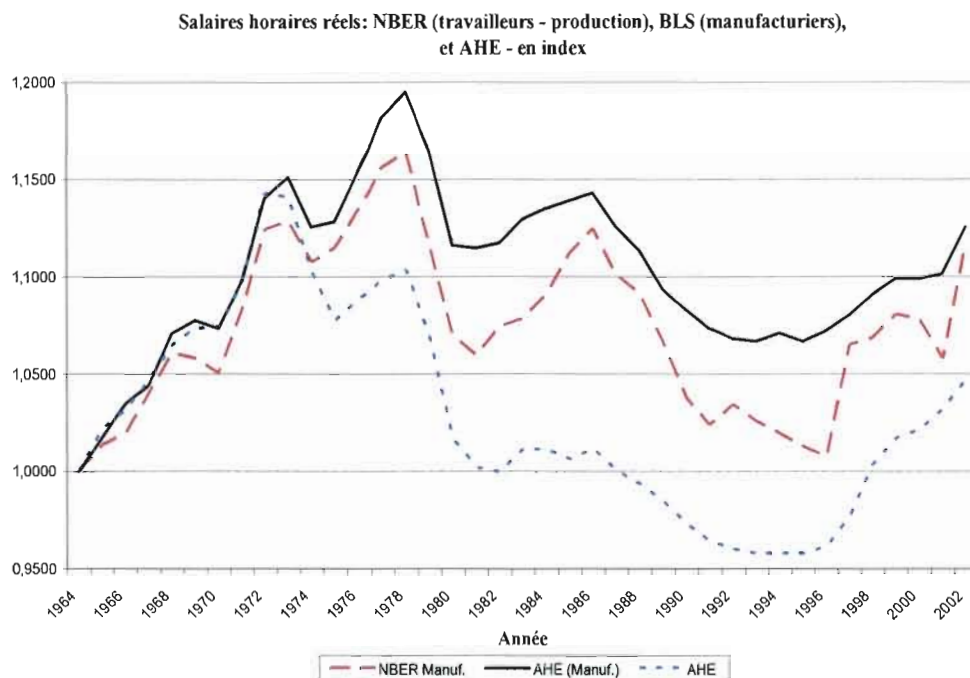
du CES. Il se pourrait fort bien qu'une bonne partie de l'échantillon CES soit composé de travailleurs qui gagnent un faible revenu au détriment des travailleurs qui répondent adéquatement à la définition du CES et qui sont omis des statistiques du sondage. Par exemple, il est facile de distinguer un employé en production pour des industries comme les manufacturiers, la construction, les mines, etc. Mais pour plusieurs industries, il peut être beaucoup plus difficile de savoir quels employés entrent dans la définition du CES (le sondage ci-dessus en est une preuve). La conclusion sur ce point est que les revenus agrégés du CES sont plus bas qu'ils ne devraient l'être si les travailleurs inclus correspondraient convenablement à la définition du CES²¹.

Nous faisons un petit exercice sur cette question en comparant un salaire horaire moyen provenant seulement des firmes dans l'industrie manufacturière dans le CES avec le salaire horaire moyen construit avec la base de donnée de *productivité manufacturière NBER*²². Nous calculons le salaire horaire moyen avec la base de données NBER incluant seulement les travailleurs correspondants à la définition du CES, et nous comparons les séries.

²¹ Par contre, l'étude de Abraham et al. (1998) montre que même si les travailleurs dans le CES correspondaient exactement à la définition d'un travailleur du CES, le salaire horaire moyen aurait quand même moins progressé que la mesure NIPA.

²² L'Annexe A présente une description détaillée de la base de données NBER. L'annexe E présente graphiquement les trois mesures de salaire de la figure 5 en niveau.

FIGURE 5



On remarque bien à la figure 5 que l'évolution du AHE pour les industries manufacturières suit de très près celle du salaire que nous construisons avec l'aide de la base de données *NBER*. On voit également que le AHE original est bien en dessous des deux autres mesures. Deux explications peuvent être à la source de cette baisse; ou bien le secteur manufacturier paie des salaires vraiment plus élevés que les autres industries pour les travailleurs en production et sans gestion de personnel, ou bien l'échantillon total du CES est biaisé dans le sens que les emplois recensés dans le CES ne sont pas ceux qui correspondent exactement à la définition soumise par le CES, surtout dans les industries où il est plus difficile de distinguer quels travailleurs correspondent à la définition du CES. Notre conclusion sur ce point penche fortement en faveur de la deuxième hypothèse, dans la même veine que Abraham et al. (1998) et le Département du Travail Américain (1983) : la mesure de salaire AHE n'est pas

du tout représentative. Il est évident que certains travailleurs inclus dans l'échantillon CES (ceux qui ne correspondent pas à la définition du CES) font baisser le salaire horaire AHE. Une recherche plus approfondie sur la question des salaires par industrie pourrait être étudiée, ce qui permettrait de voir si le AHE est moins élevée que le AHE manufacturier à cause du problème de représentation du CES ou simplement parce que les manufacturiers paient de plus hauts salaires.

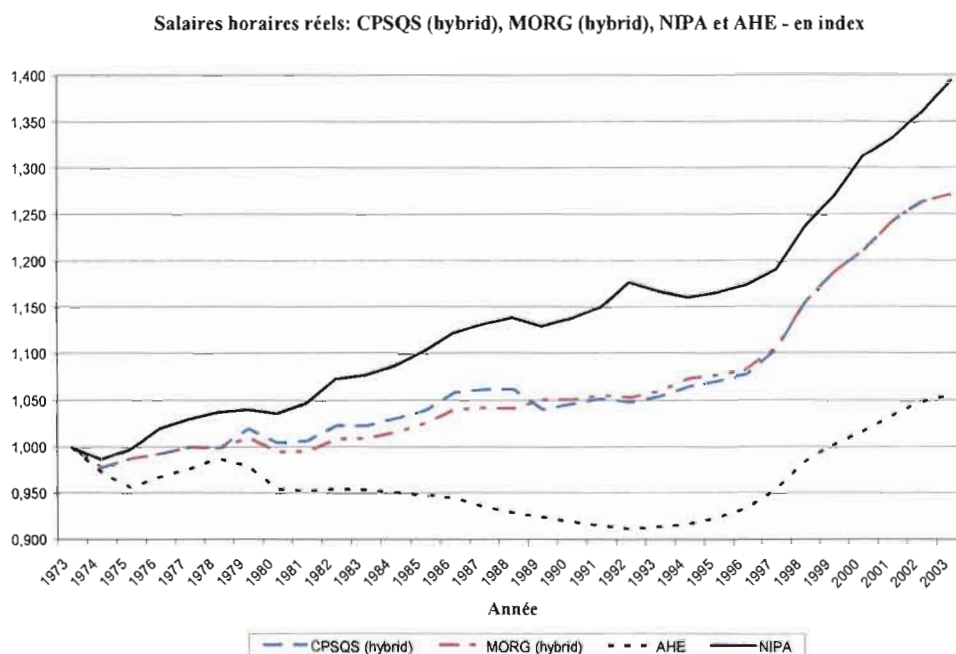
Pour explorer encore plus en détails les différences entre les mesures NIPA et AHE, nous les comparons avec d'autres mesures de salaire ou de compensations aux employés, soient une mesure de salaire que nous construisons à l'aide de micro-données provenant du sondage CPS (*Current Population Survey*), avec le ECI (*Employment Cost Index*) provenant du sondage *National Compensation Survey* (NCS) produit par le BLS, et finalement avec une mesure de salaire horaire agrégé que nous créons avec la base de données *Private Economy Labor Quality* de Dale Jorgenson.

Le CPS est un sondage réalisé par le BLS au niveau des individus.²³ Nous utilisons le sondage du CPS appelé *Merged Outgoing Rotation Groups* (MORG), car c'est le seul sondage comprenant des données trimestrielles provenant des individus. En agrégeant les données pour chaque individu, nous pouvons construire une mesure agrégée de revenus ainsi que d'heures travaillées. Nous créons ainsi un salaire horaire agrégé et nous pouvons le comparer avec les autres mesures agrégées de salaire horaire. L'avantage de cet exercice est que nous obtenons une mesure agrégée très représentative, car les travailleurs recensés par le CPS forment un groupe très hétérogène. Par contre, l'inconvénient d'utiliser la base de données MORG est que nos données trimestrielles ne sont disponibles qu'à partir de 1979. Pour comparer l'évolution des mesures de salaire, nous n'avons toutefois pas besoin d'utiliser les

²³ Voir Annexe A pour une description détaillée des bases de données utilisées, dont le CPS.

données trimestrielles. C'est pourquoi nous répliquons l'exercice de Abraham et al. (1998), en créant un échantillon *hybride* avec les données MORG (1979-2003) et des données provenant des *CPS May Supplements* de (1973-1978), ce qui nous donne un échantillon allongé (en données annuelles) de 1973 à 2003. Abraham et al. (1998) stipulent qu'ils peuvent allonger leur échantillon MORG de cette façon car de 1973 à 1978, le CPS (dans les *CPS May Supplements*) recueillait annuellement les mêmes données pour le même groupe d'individus que le MORG recueille depuis 1979. En 1979, le CPS décida de recueillir les données des individus sur une base mensuelle avec le même genre de sondage qu'ils ont fait de 1973 à 1978. C'est pourquoi Abraham et al. (1998) se sont permis de construire un échantillon hybride commençant en 1973. Nous construisons deux types d'échantillon *hybrides* : le premier est construit avec l'échantillon de Abraham et al. (1998) où nous rajoutons les années de 1998 à 2003 avec notre échantillon MORG. Le deuxième échantillon *hybride* consiste en notre échantillon MORG en entier 1979-2003, où nous rajoutons les années 1973-1978 avec l'échantillon tiré de Abraham et al. (1998). On va constater que ces deux mesures de salaire horaire sont pratiquement les mêmes. À la figure 6, nous comparons les mesures NIPA, AHE, ainsi que les deux échantillon *hybrides* provenant du CPS. Toutes les données ici sont annuelles, et indexées à l'inflation avec le PCE pour bien comparer les mesures de salaires.

FIGURE 6



La figure nous fait constater que le salaire agrégé CPS a eu une croissance un peu plus faible, mais semblable à celle NIPA, tandis que celle du AHE est bien en dessous. Un point important à noter qui favorise la mesure NIPA sur le AHE est que le salaire CPS, qu'on regarde son évolution par rapport à un index (figure 6), ou qu'on la regarde en niveau, on remarque qu'elle a été un peu inférieure à celle du salaire NIPA, mais qu'elle la suit de près. Une raison pour expliquer cela est que dans le CPS, ce sont les individus qui rapportent leurs heures travaillées, contrairement aux sondages du BEA (NIPA) et du CES (AHE) où les heures travaillées correspondent à celles sur les listes de paie des firmes. Selon Mellow et Sider (1983), les heures travaillées agrégées du CPS sont biaisées car les individus ont tendances à déclarer plus d'heures de travail qu'ils n'en travaillent vraiment. Ce biais à la hausse dans les heures travaillées a un impact à la baisse sur le salaire agrégé CPS. On peut donc penser que si les heures travaillées étaient non biaisées dans le CPS, alors le salaire

horaire agrégé CPS serait encore plus près du salaire NIPA, et que le salaire AHE serait bien en dessous.

Une autre mesure agrégée de compensation versée par les firmes aux travailleurs est le ECI (*Employment Cost Index*). Le ECI est une mesure des coûts des firmes relativement à leur main d'œuvre. Un aspect propre au ECI est qu'il garde le mélange d'industries et d'occupations constant; l'indice n'est donc pas affecté par les biais de composition dans la force de travail. L'annexe D présente de façon détaillée les calculs derrière le ECI. Nous prenons donc la mesure ECI pour voir quel a été son comportement depuis le début des années 1980, et pour ensuite la comparer avec les deux autres mesures de salaire. Nous comparons en premier lieu la croissance de la compensation totale du ECI et de sa portion « salaires ». La figure 7 montre la croissance des deux mesures pour tous les travailleurs dans les industries privés (*ECIall*), et les travailleurs dans la production et/ou sans gestion de personnel (*ECIpns*), soit la définition du CES pour la mesure AHE. La figure 8 présente une comparaison entre les mesures AHE, NIPA (partie *salaires* seulement), et ECI (partie *salaires* seulement).

FIGURE 7

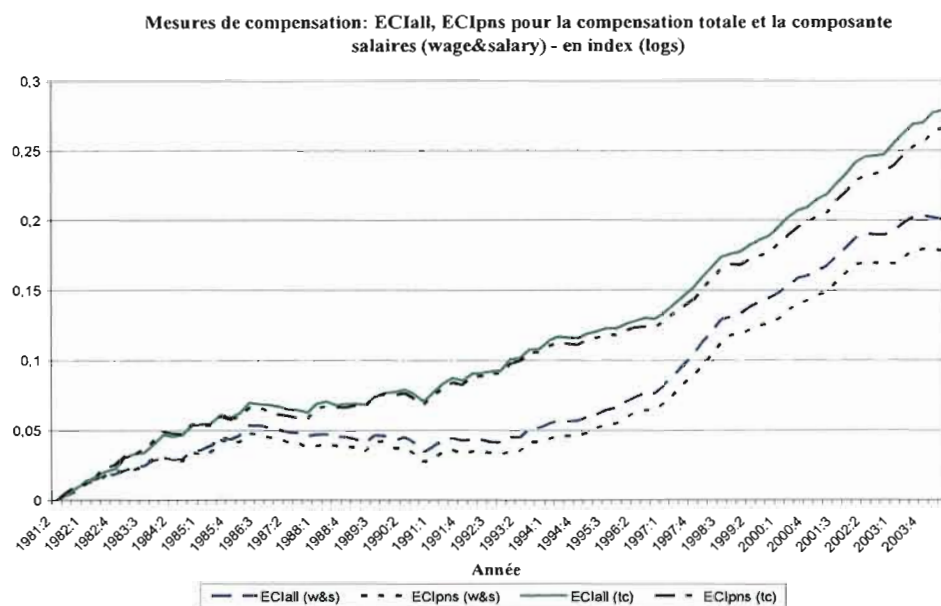
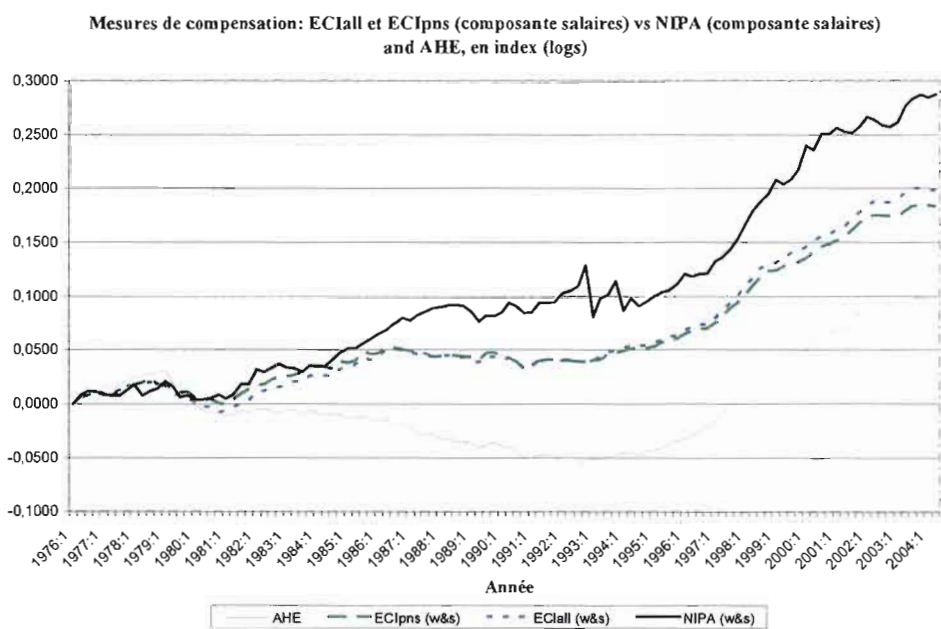


FIGURE 8



Dans la figure 7, on voit clairement que la compensation totale est plus élevée que la partie *salaires* à cause du fait qu'elle contient aussi la portion *bénéfices*. De plus, on voit que le ECI pour toute la population est plus élevé que le ECI pour les travailleurs dans la production et/ou sans gestion de personnel (définition du CES). Cela veut dire que les travailleurs inclus selon la définition du CES sous-estiment les salaires totaux dans l'économie, et que sous-évaluation dans les salaires semble avoir augmentée depuis 1980. De plus, on note que le *National Compensation Survey* (ECI) couvre de façon beaucoup plus adéquate la population des travailleurs dans la production et sans gestion de personnel que le CES si on le compare à l'échantillon recréé par Abraham et al. (1998) avec le CPS.

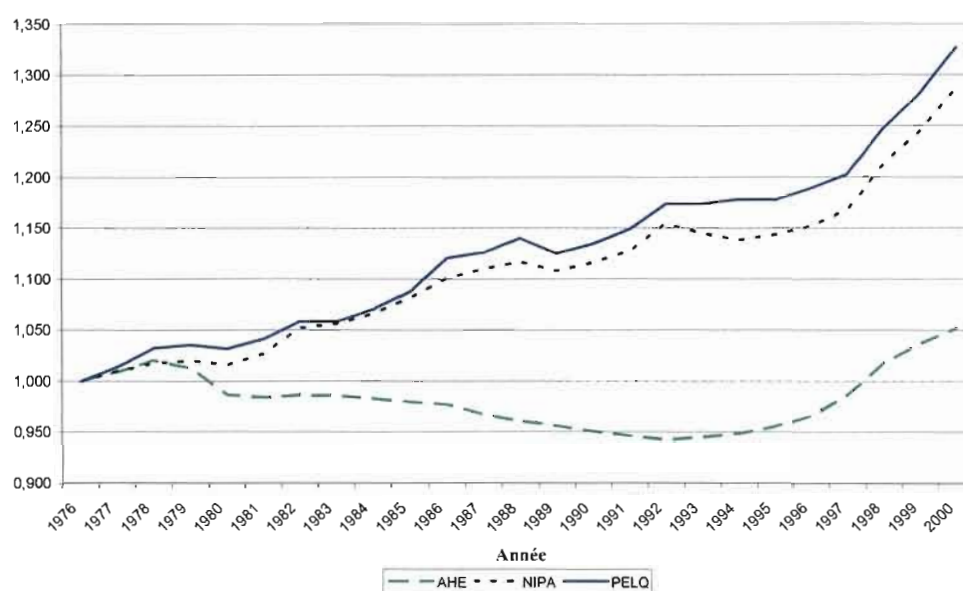
Dans la figure 8, nous incluons seulement la partie *salaires* de la mesure NIPA et ECI, car nous voulons les comparer le mieux possible avec la mesure AHE. On s'aperçoit que le ECI, qu'il inclut tous les travailleurs ou seulement ceux couverts par la définition du CES, se rapproche plus de la mesure NIPA que de la mesure AHE. On peut donc en conclure que l'évolution du salaire NIPA représente mieux l'évolution du salaire moyen aux États-Unis que la mesure AHE. De plus, pour le groupe de travailleurs qui occupent des positions dans la production et sans gestion de personnel, on voit que le AHE sous-estime les salaires, car la mesure ECI pour ce groupe d'individus est beaucoup plus élevée que celle du AHE.

Nous faisons une dernière comparaison en regardant l'évolution des salaires NIPA et AHE avec un salaire horaire agrégé construit avec la base de données *Private Economy Labor Quality* (PELQ) de M. Dale Jorgenson. Cette base de données est très exhaustive, couvrant 51 industries, et reposant sur plusieurs sources de données comme le CPS, le BEA (tables NIPA), etc. Avec ces données brutes sur les revenus agrégés et les heures travaillées totales, nous pouvons créer un salaire réel moyen par heure de travail. La figure 9 montre une comparaison graphique entre

l'évolution du salaire horaire provenant de la base *Private Economy Labor Quality*, et les salaires horaires NIPA et AHE.

FIGURE 9

Salaires horaires réels: PELQ, NIPA et AHE - en index



On constate à la figure 9 que le salaire agrégé construit avec la base de données de M. Jorgenson ressemble beaucoup au salaire NIPA, et est très différent du AHE²⁴. Comme la base de données PELQ couvre une très vaste partie de la population américaine, il est évident encore une fois que le AHE a un sérieux problème de représentativité. Le dernier exercice nous a ainsi permis de comparer les mesures NIPA et AHE, et de montrer que les divergences dans leurs évolutions sont dues à l'échantillon trop restrictif du CES, résultant en une mesure de salaire horaire

²⁴ L'annexe F présente la comparaison graphique entre le AHE, NIPA et le salaire horaire PELQ en niveau. On y voit très bien la ressemblance marquante entre le salaire horaire NIPA et celui provenant de la PELQ.

AHE qui a beaucoup moins progressé que le salaire agrégé NIPA qui, tant qu'à lui, semble représenté de façon adéquate l'économie agrégée américaine.

2.3 Volatilité et Cyclicité : Résultats Principaux

La section précédente nous a permis de voir les différences au niveau de l'évolution des différentes mesures agrégées de salaire réel. Ici, nous présentons les principaux résultats concernant la cyclicité des salaires réels. Cette section nous permettra de constater la divergence des volatilités entre les mesures AHE et NIPA depuis le début des années 1980. La table 1 présente les principaux résultats pour la volatilité de certaines mesures de salaire, ainsi que la corrélation avec l'activité réelle (le PIB dans ce cas-ci). L'annexe B présente ces statistiques de façon plus détaillée, ainsi qu'avec les heures travaillées comme indicateur cyclique.

TABLE 1 : PRINCIPAUX RÉSULTATS

| Déflateur | Échantillon | Variable | s(-) | s(-)/s(y) | corr(-,y) |
|--------------|-------------|-------------------------|--------|-----------|-----------|
| CPI-W | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 0,686 | 0,495 | 0,0563 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 0,825 | 1,164 | 0,0326 |
| | 1964-1983 | AHE | 0,696 | 0,503 | 0,2846 |
| | 1984-2004 | AHE | 0,402 | 0,567 | 0,1655 |
| PCE | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 0,560 | 0,404 | -0,0266 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 0,774 | 1,092 | 0,0216 |
| | 1964-1983 | Portion Salaires (NIPA) | 0,545 | 0,394 | -0,0249 |
| | 1984-2004 | Portion Salaires (NIPA) | 0,897 | 1,265 | 0,0908 |
| PCE | 1976-1983 | eciall (salaires) | 0,3594 | 0,2229 | -0,1090 |
| | 1984-2004 | eciall (salaires) | 0,3241 | 0,4571 | 0,0830 |
| | 1976-1983 | ecipns (salaires) | 0,3536 | 0,2194 | -0,1177 |
| | 1984-2004 | ecipns (salaires) | 0,3301 | 0,4656 | 0,1197 |

*L'indicateur cyclique «y» est le PIB réel; voir l'annexe B pour les résultats complets et avec les heures travaillées comme indicateur cyclique. eciall est l'indice ECI pour tous les travailleurs dans les industries privées. ecipns est l'indice ECI pour les travailleurs dans la production et/ou sans gestion de personnel (« production and non-supervisory workers ») dans les industries privées. On peut constater que les statistiques reportent seulement la partie salaires du ECI (salaires). Toutes les variables sont trimestrielles et en 1ere différences (logs).

On distingue bien à la table 1 qu'à l'exception du AHE, toutes les mesures de salaire réel augmentent en volatilité relativement au PIB après 1984. L'année 1984 a été choisie de sorte à être cohérent avec la chute de la volatilité de l'activité réelle aux États-Unis, telle que documentée dans Stock et Watson (1998), et largement utilisée dans la littérature. On remarque aussi que le ECI pour les travailleurs dans la production et sans gestion de personnel (*ECIpns*) a vu sa volatilité augmenter après 1984, même si cet indice couvre supposément la même population de travailleurs que le AHE. Le fait que la volatilité relative augmente après 1984 semble donc être un fait robuste, et que le AHE ne capte pas cette augmentation car il couvre une population de travailleurs qui a des revenus inférieurs à la moyenne, et que ce type de travailleurs ont vu leurs salaires rester faibles et peu volatiles. Pour ce qui est de la volatilité relative par rapport à l'activité réelle, on voit qu'elle augmente

drastiquement au début des années 1980 (pour NIPA et ECI), mais reste constante pour le AHE. Cela est évidemment dû au fait que le comportement de la volatilité du salaire AHE a suivi celui de l'activité réelle.

TABLE 2 : VOLATILITÉS ET CORRÉLATION

| Écart-types | PIB Réel (y) | Heures travaillées (n) | Corrélation (y,n) |
|-------------|--------------|------------------------|-------------------|
| 1964-2004 | 1,09 | 0,704 | 0,684 |
| 1964-1983 | 1,384 | 0,842 | 0,725 |
| 1984-2004 | 0.709 | 0,534 | 0,581 |

* Les variables sont en premières différences (de logarithmes); l'output est indexé à l'inflatio avec le GDPD, soit le déflateur naturel du PIB.

** La volatilité $s(-)$ est mesurée avec l'écart-type (multipliée par 100) sur la période donnée.

La table 2 nous permet de constater la chute de volatilité de l'activité réelle au début des années 1980; cette chute est robuste au choix de l'indicateur cyclique, car les heures travaillées ainsi que le PIB deviennent beaucoup plus stables après 1983. En regardant ce tableau, on comprend encore mieux comment les volatilités relatives du salaire NIPA et AHE ont divergées au début des années 1980.

Pour s'assurer que cette augmentation de volatilité n'est pas un fait unique aux séries de salaire choisies ci haut, nous allons analyser plus en profondeur le comportement de la volatilité avant et après 1984 avec les autres mesures agrégées de salaire utilisées dans la section précédente. Regardons dans un premier temps le salaire agrégé construit avec la base de données de *productivité manufacturière NBER*, et comparons sa volatilité avec le salaire horaire moyen AHE du CES.

TABLE 3 – VOLATILITÉS : NBER vs AHE

| Écart-types | Real Wage - NBER | BLS' AHE original |
|-------------|------------------|-------------------|
| 1964-2002 | 0,02177 | 0,01731 |
| 1964-1983 | 0,02116 | 0,02244 |
| 1984-2002 | 0,02288 | 0,01055 |

* Les salaires sont indexés à l'inflation avec le CPI-W. Les données utilisées sont annuelles.

On voit qu'à la table 3, la volatilité du salaire horaire NBER augmente quelque peu, dans la même veine que le salaire horaire NIPA²⁵. Les deux salaires sont indexés ici avec le CPI-W. Il est à noter que lorsque le salaire horaire NBER est indexé à l'inflation avec le déflateur PCE, la volatilité passe de 0.0149 avant 1984 à 0.022 après 1984 : l'augmentation de la volatilité est donc un fait robuste pour le salaire NBER. Par contre, comme on l'a vu à la table 1 (résultats principaux), on voit que la volatilité du salaire horaire AHE provenant du BLS baisse significativement après 1984. Il est à noter que ces volatilités sont calculées à partir de données annuelles, comparativement aux données trimestrielles que nous utilisons auparavant pour nos résultats à la table 1 ainsi qu'à l'Annexe B. De plus, comme il est mentionné dans l'annexe A, l'échantillon du NBER s'arrête en 2002, donc nous arrêtons l'échantillon du CES à cet endroit. En regardant ces résultats, on peut conclure que l'échantillon du CES, pour construire la mesure AHE originale, est biaisé, car il inclut trop de travailleurs qui ont vu leurs revenus baissé de façon drastique relativement aux autres travailleurs. De plus, ces travailleurs ont vu leurs salaires restés très stables (des salaires très bas avec peu de volatilité). On peut aussi conclure que les travailleurs dans l'industrie manufacturière ont vu aussi leurs revenus baisser relativement aux autres travailleurs (ceux inclus dans NIPA et non inclus dans CES), mais de façon beaucoup moins importante. Par contre, ils ont vu leurs revenus devenir plus volatiles après 1984, mais de façon moins importante que les autres travailleurs inclus dans l'échantillon NIPA (et non inclus dans le CES).

²⁵ La volatilité relative par rapport au PIB du salaire horaire NBER a donc augmenté drastiquement après 1984, tout comme celle du salaire NIPA.

Avec les trois autres mesures de salaire réel utilisées dans la section 2.2, soit les deux mesures hybrides provenant du CPS et celle construite avec la base de données de M. Jorgenson, nous pouvons comparer les volatilités avec celles des salaires NIPA et AHE. La table 4 présente ces statistiques.

TABLE 4 – VOLATILITÉS : CPS, PELQ et NIPA (*salaires*)

| Écart-types | CPSQS hybride | MORG hybride | PELQ | NIPA (<i>salaires</i>) |
|-------------|---------------|--------------|---------|--------------------------|
| Pre-1984 | 0,01256 | 0,01120 | 0,00855 | 0,54496 |
| Post-1984 | 0,01407 | 0,01168 | 0,01326 | 0,89645 |

** Les volatilités sont calculées en écart-type sur les périodes données; soit 1973-2003 pour les deux échantillons du CPS, et 1977-2000 pour celui de la base de données PELQ de M. Dale Jorgenson. La portion salaires du revenu NIPA couvre 1964-2003.*

Il y a évidence que les deux salaires construits avec les deux bases de données différentes (CPS et PELQ) produisent les mêmes résultats que le salaire NIPA concernant la volatilité avant et après 1984²⁶. Il est à noter que les données CPS et PELQ de la table 4 sont annuelles. La dernière colonne de la table 4 représente la portion *salaires* des revenus NIPA; on voit clairement que la volatilité augmente drastiquement après 1984, indiquant que l'augmentation de volatilité n'est pas due au fait que le salaire NIPA incorpore plus de types de revenus que les autres mesures de salaire. Ces résultats montrent donc que si on regarde l'évolution ou la volatilité de certaines autres mesures de compensations, il est clair que le AHE a eu un comportement différent des autres mesures. D'un autre côté, la mesure NIPA semble beaucoup plus représentative, et les autres indicateurs semblent pointer vers le fait que les compensations versées aux employés sont devenues plus volatiles depuis 1984, et surtout plus volatiles par rapport à l'activité réelle.

²⁶ Pour l'échantillon disponible (période pour laquelle les données sont disponibles) pour chaque base de données de la table 4.

L'étude du comportement cyclique des mesures agrégées de salaire réel nous a permis de démontrer que la mesure de salaire NIPA est une mesure bien plus représentative que la mesure AHE pour représenter le comportement cyclique du salaire réel agrégé aux États-Unis. De son côté, le AHE souffre d'un sérieux problème représentatif, surtout au niveau de la population couverte, mais aussi au niveau des compensations versés aux employés.

Maintenant que les différences entre ces deux mesures sont bien claires, et qu'on comprend pourquoi la mesure NIPA représente mieux les salaires versés dans l'économie, on peut utiliser ces différences pour tenter d'expliquer les divergences dans leurs volatilités. Mais en regardant les résultats principaux dans la table 1 (résultats complets en annexe B), on voit que la cyclicité du salaire réel dépend du type de déflateur, ainsi que de l'indicateur cyclique. Comme le mentionnent Abraham et Haltiwanger (1995), différents déflateurs ou différentes façons d'enlever la tendance peuvent avoir des répercussions sur les résultats obtenus.

2.3.1 Le choix du déflateur

À première vue, les résultats obtenus permettent de constater qu'il n'y a pas vraiment de différence dans la cyclicité et dans le comportement des volatilités entre les salaires indexés à l'inflation avec le CPI, le PCE, le CPI-W, ou le GDPD. Par contre, les salaires indexés avec le PPI montrent une cyclicité différente. Nos résultats (Table 1, Annexe B) et ceux de Abraham et Haltiwanger (1995) montrent qu'un salaire indexé à l'inflation avec le PPI est moins pro-cyclique qu'un salaire indexé avec le CPI. L'annexe C donne une définition de chaque déflateur ainsi qu'un graphique comparatif qui montre pourquoi les résultats avec le PPI diffèrent des autres mesures. Il est à noter que le PPI est calculé à partir du prix des produits finis (*PPI finished goods*), ce qui en fait une mesure très arbitraire, car elle ne tient pas compte des biens intermédiaires dans la production. De plus, il semble que le PPI soit

beaucoup plus affecté par des chocs (pétrole, etc.), donc il montre moins de stabilité que les autres indices de prix. Par exemple, le salaire horaire indexé à l'inflation avec le PPI subit une baisse relativement à celui indexé avec le CPI au début des années 1950 et 1970, à cause d'une montée en flèche du prix du pétrole qui influence plus le PPI que le CPI. Un fait robuste à tous les types de salaires réels est que le salaire NIPA est devenu très volatile par rapport au PIB après 1984, tandis que la volatilité du AHE a baissé drastiquement suivant celle du PIB. Par contre, lorsqu'on raccourci l'échantillon utilisé (comme dans les cas des échantillons du CPS et du PELQ), on s'aperçoit qu'il y a certains problèmes avec le CPI (et le CPI-W). En effet, il semble que le CPI produit des résultats étranges vers la fin des années 1970 et au début des années 1980, et ces résultats sont très différents de ceux obtenus avec les déflateurs PCE et GDPD. Selon Bunn et Triplett (1983), la principale différence entre le CPI et le PCE résidait dans le calcul de la mesure des coûts immobiliers; il semble que dans les années 70 jusqu'au début des années 1980, l'augmentation significative des prix des logements a eu un impact plus important sur le CPI que le PCE. Depuis, le BLS a corrigé sa façon de tenir compte des prix des logements dans le CPI, de sorte que ces coûts sont calculés de la même façon que le fait le BEA pour son calcul du déflateur PCE. À cause de ces problèmes avec le CPI, nous utilisons généralement le PCE pour indexer les salaires à l'inflation.

2.3.2 Stationnarité des séries et Indicateurs Cycliques

Pour ce qui est du choix de méthode pour extirper la tendance, nous préférons utiliser les premières différences (de logarithmes). Les résultats avec les données filtrées à la Hodrick-Prescott (HP) ou à la Baxter-King (filtre *bandpass*) ressemblent à ceux en premières différences, mais les corrélations et les écarts-types sont un peu plus élevés. Dans la littérature, il semble que les salaires réels (tout comme l'output), ont une tendance stochastique ; une première différence est donc suffisante pour extirper la tendance, car un filtre à la HP peut ajouter des comouvements cycliques

entre les séries qui n'existent pas dans les données non filtrées (Cogley et Nason, 1995). Nous utilisons donc les premières différences (logs) tout au long de ce papier pour rendre les séries stationnaires. Il est à noter que l'augmentation de la volatilité pour les salaires NIPA est robuste à la méthode d'extirper la tendance, i.e. que les données soient en premières différences (logs), ou filtrées. Un autre point important est que les résultats sur la cyclicité changent quelque peu quand l'indicateur cyclique est les heures travaillées. Il y a un faible biais contra-cyclique lorsque la cyclicité des salaires est mesurée avec les heures travaillées. Cela est normal quand on considère que la volatilité de l'activité réelle mesurée avec le PIB a chuté de moitié après 1984, tandis que celle des heures travaillées a chuté d'environ 35%. De plus, la corrélation entre les heures travaillées et l'output réel a changé avant et après 1984 (voir Table 2). Par contre, le fait que la volatilité relative de la compensation totale NIPA a augmenté significativement après 1984 est robuste au choix de l'indicateur cyclique, et comme nous le mentionnons précédemment, au choix du déflateur, et de la méthode d'enlever la tendance.

En conclusion, la question principale soulevée par ce papier, soit la volatilité relative des salaires NIPA par rapport la volatilité du PIB qui augmente de façon drastique après 1984, est robuste à toutes les spécifications. On voit aussi que la volatilité relative de la mesure AHE n'a pratiquement pas changée depuis le début des années 1960. Cela est dû au fait que la volatilité du AHE a suivi de près celle de l'activité réelle.

CHAPITRE III

AUGMENTATION DE LA VOLATILITÉ RELATIVE : ÉTUDE AVEC L'ÉCHANTILLON CPS

Voulant en savoir plus sur l'origine de l'augmentation de la volatilité des revenus des travailleurs américains relativement au PIB, nous tentons de décortiquer la variance des revenus en plusieurs composantes, pour explorer quelques conjectures qui seraient la source du comportement de la volatilité du salaire horaire agrégé. Comme nous démontrons précédemment (et à l'Annexe A) que l'échantillon CPS comprend un groupe de travailleurs très hétérogènes, nous utilisons les revenus horaires de chaque individu dans le CPS' *Merged Outgoing Rotation Groups* (MORG) pour construire un salaire horaire agrégé qui est très représentatif de la population américaine²⁷. Ainsi, nous pourrions en étudier l'augmentation relative de la variance du salaire agrégé CPS par rapport au PIB. Nous mentionnions précédemment que les micro-données CPS permettent d'avoir beaucoup d'information sur chaque individu faisant parti du sondage CPS. Par exemple, avec les données CPS, nous obtenons de l'information sur les revenus, les heures travaillées, l'âge, le sexe, le type d'emploi, le nombre d'années d'éducation, etc. Avec ces informations dans notre échantillon MORG, nous construisons deux salaires agrégés, soit un pour les individus avec *plus d'habiletés (skilled)*, et un pour les individus avec *moins d'habiletés (unskilled)*. Nous distinguons les deux types de travailleurs par leur niveau d'éducation : les individus *habiles* sont ceux qui ont au moins un baccalauréat universitaire, et les individus *moins habiles* sont ceux qui n'ont pas de baccalauréat universitaire²⁸. Le salaire agrégé CPS a donc été créé avec

²⁷ Les données MORG du CPS couvrent 1979 à 2003, et sont trimestrielles, permettant ainsi de faire une bonne approximation de la volatilité même si l'échantillon pre-1984 est petit. Ces données nous ont été offertes gracieusement par M. Rui Castro de l'Université de Montréal.

²⁸ Nous déterminons les individus *skilled* et *unskilled* de la même façon que Coen et Castro (2005).

les deux salaires horaires ci-dessus, pondérés par leur poids respectif (mesuré par le nombre d'heures travaillées dans les heures totales).

Comme le salaire agrégé est une somme pondérée des salaires pour chaque groupe de travailleurs (*habiles* vs *moins habiles*), nous pouvons décomposer le salaire agrégé en ses composantes, et ainsi vérifier certains résultats comme celui de Castro et Coen (2005) sur l'augmentation de la volatilité des heures travaillées (après 1984) des individus avec *plus d'habiletés*. Nous pouvons aussi regarder la volatilité des salaires horaires pour chaque type de travailleur. Le revenu horaire agrégé w se décompose de cette façon :

$$(4) \quad \frac{W}{H} = w = \frac{W_s}{H_s} \frac{H_s}{H} + \frac{W_u}{H_u} \frac{H_u}{H} = w_s * h_s + w_u * h_u$$

où les sous-groupes s et u représentent respectivement les travailleurs habiles (*skilled*) et les travailleurs moins habiles (*unskilled*); h_s et h_u représentent la portion des heures travaillées de chaque sous-groupe dans les heures travaillées totales. Les figures 10 et 11 présentent le comportement des heures travaillées pour chaque type d'individus, ainsi que l'évolution du poids de chaque groupe d'individus par rapport aux heures travaillées totales (h_s et h_u).

FIGURE 10

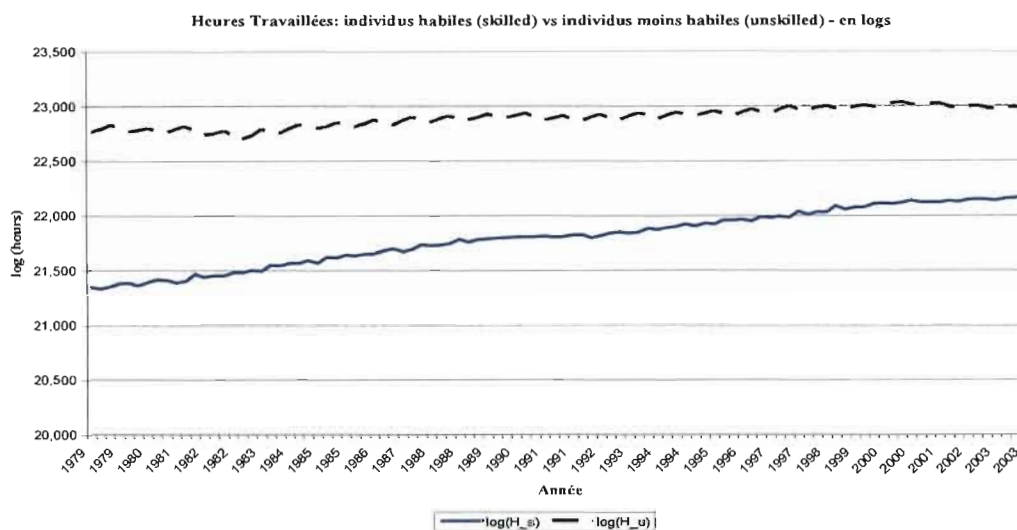
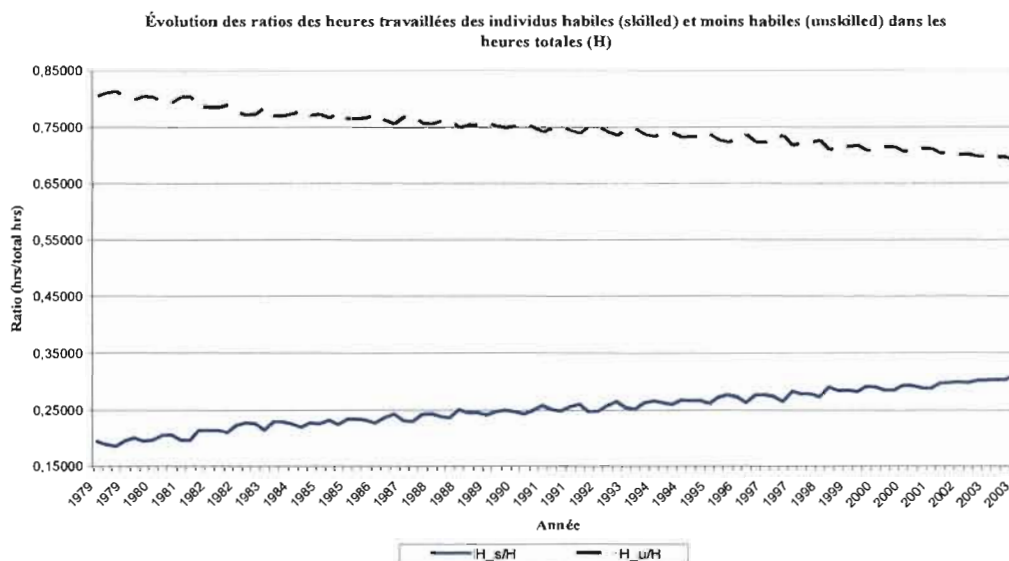


FIGURE 11



Les figures 10 et 11 montrent que la portion d'individus avec un baccalauréat universitaire (ou plus) a augmenté depuis la fin des années 1970, car le ratio des heures travaillées *skilled* a pratiquement doublé depuis 1979 (0,17 à 0,335). À

première vue, ces statistiques nous disent que la force de travail est beaucoup plus éduquée qu'elle ne l'était durant les années 1970, et donc, selon notre définition d'individus *habiles* vs *moins habiles*, nous devrions voir un changement dans le biais de composition tel qu'évoqué par Solon, Barsky et Parker (1994). Selon notre définition ci haut (*skilled* vs *unskilled*), le biais de Solon et al. (1994) devrait être moins important aujourd'hui qu'il ne l'était dans les années 1960 et 1970.

Pour étudier les changements dans la volatilité du salaire horaire agrégé en ses composantes, on peut procéder à une première décomposition du salaire horaire agrégé, en le réécrivant de cette façon :

$$\begin{aligned}
 w &= w_s * h_s + w_u * h_u = z + x \\
 \text{où :} \\
 (5) \quad z &= w_s * h_s \\
 x &= w_u * h_u
 \end{aligned}$$

En prenant les logarithmes des variables x et z de l'équation 5 (en premières différences « d » pour rendre les séries stationnaires), on obtient :

$$\begin{aligned}
 (6) \quad \log z &= \log w_s + \log h_s \rightarrow d \log z = d \log w_s + d \log h_s \\
 \log x &= \log w_u + \log h_u \rightarrow d \log x = d \log w_u + d \log h_u
 \end{aligned}$$

Les variances pour ces deux variables (z et x) se calculent ainsi :

$$\begin{aligned}
 (7) \quad Var(d \log z) &= Var(d \log w_s) + Var(d \log h_s) + 2Cov(d \log w_s; d \log h_s) \\
 Var(d \log x) &= Var(d \log w_u) + Var(d \log h_u) + 2Cov(d \log w_u; d \log h_u)
 \end{aligned}$$

Idéalement, on voudrait exprimer $d\log(w_t)$ comme une somme pondérée de $d\log(x_t)$ et $d\log(z_t)$. Reconsidérons $\log(w_t) = \log(x_t + z_t)$. En prenant une expansion de Taylor du premier ordre autour de :

$$\overline{w_t} = \overline{x_t} + \overline{z_t}$$

où ces variables représentent les tendances moyennes des variables mentionnées plus haut. On a donc :

$$(8) \quad \begin{aligned} \log w_t &\cong \log \overline{w_t} + \frac{\overline{x_t}}{\overline{w_t}} (\log x_t - \log \overline{x_t}) + \frac{\overline{z_t}}{\overline{w_t}} (\log z_t - \log \overline{z_t}) \\ d \log w_t &\cong d \log \overline{w_t} + \frac{\overline{x_t}}{\overline{w_t}} (\log x_t - \log \overline{x_t}) - \frac{\overline{x_{t-1}}}{\overline{w_{t-1}}} (\log x_{t-1} - \log \overline{x_{t-1}}) \\ &\quad + \frac{\overline{z_t}}{\overline{w_t}} (\log z_t - \log \overline{z_t}) - \frac{\overline{z_{t-1}}}{\overline{w_{t-1}}} (\log z_{t-1} - \log \overline{z_{t-1}}) \end{aligned}$$

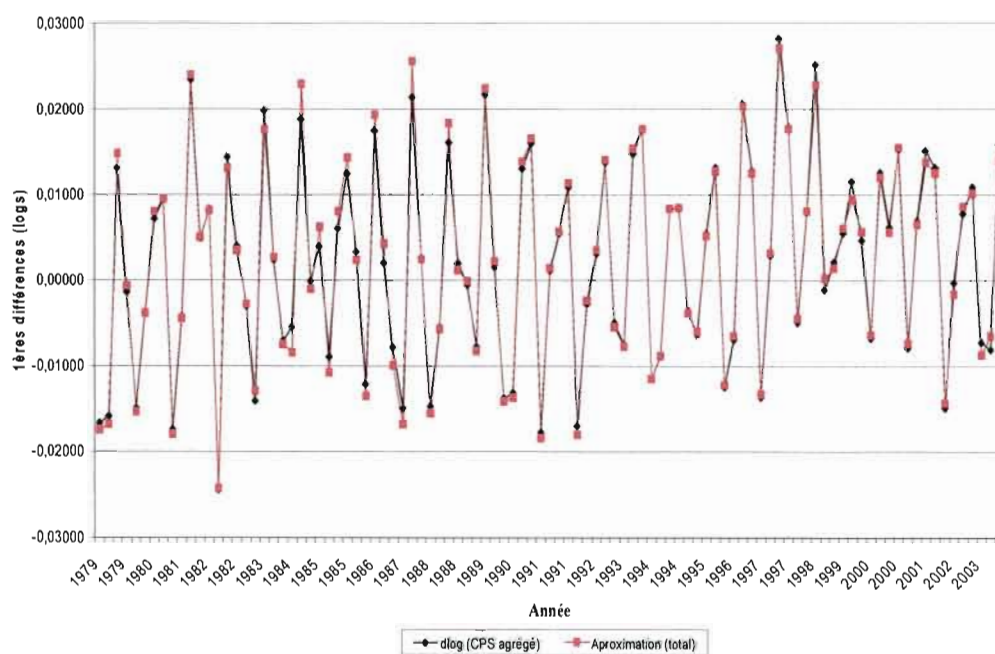
Comme z , x , et w n'ont pas les mêmes croissances, on ne peut simplifier l'équation ci haut sans émettre d'autres hypothèses. Une première possibilité est de considérer les ratios x_t/w_t et z_t/w_t comme constants durant chaque sous période (1979-1983 et 1984-2003). En prenant les moyennes de chaque période comme approximation des ratios, on obtient :

$$(9) \quad d \log w_t \cong \frac{\overline{x}}{\overline{w}} d \log x_t + \frac{\overline{z}}{\overline{w}} d \log z_t + \left(d \log \overline{w_t} - \frac{\overline{x}}{\overline{w}} d \log \overline{x_t} - \frac{\overline{z}}{\overline{w}} d \log \overline{z_t} \right) + \varepsilon_t$$

où ε_t contient les erreurs dues à nos hypothèses faites plus haut ainsi qu'à la log linéarisation. Notre approximation va donc être bonne si le terme ε_t et la différence entre parenthèses sont petits.

FIGURE 12

Comparaison graphique: salaire horaire agrégé CPS (MORG) vs Approximation (équation 9) - premières différences (logs)



La figure 12 nous permet de constater que notre approximation est très bonne. La spécification (9) est donc utilisée comme décomposition du salaire horaire agrégé (en n'utilisant que les deux premiers termes de droite).

Nous pouvons donc faire la décomposition de variance suivante :

(10)

$$\begin{aligned}
Var(d \log w_t) &\cong \\
&\left(\frac{\bar{x}}{\bar{w}}\right)^2 Var(d \log x_t) + \left(\frac{\bar{z}}{\bar{w}}\right)^2 Var(d \log z_t) + 2 \left(\frac{\bar{x}}{\bar{w}}\right) \left(\frac{\bar{z}}{\bar{w}}\right) Cov(d \log x_t; d \log z_t) \\
&\cong \left(\frac{\bar{x}}{\bar{w}}\right)^2 Var(d \log w_{ut} + d \log h_{ut}) + \left(\frac{\bar{z}}{\bar{w}}\right)^2 Var(d \log w_{st} + d \log h_{st}) + \\
&2 \left(\frac{\bar{x}}{\bar{w}}\right) \left(\frac{\bar{z}}{\bar{w}}\right) Cov(d \log x_t; d \log z_t)
\end{aligned}$$

où h_s et h_u sont les ratios des heures travaillées pour chaque groupe dans les heures totales.

Comme on a vu à l'équation (7), on peut décomposer la variance des composantes $d \log(z)$ et $d \log(x)$. Avant de poursuivre la décomposition de (10), regardons donc les résultats pour cette décomposition, soient les changements dans les variances de x et z avant et après 1984. La table 5 présente l'approximation de la variance du salaire agrégé avec ses composantes x , z et $cov(x, z)$ pondérés par leurs poids respectifs, ainsi que les éléments de x et z .

TABLE 5 : RÉSULTATS – DÉCOMPOSITION (eq. 10)

| 1979-1984 | | | | |
|----------------------------------|---------------------------|-------|-------------------|--------|
| Composantes (1st diff - logs) | Variances/ Covariances | Poids | Total Absolu % | |
| Var(w) | 0,01827 | 1,00 | 0,01827 | 100,0% |
| Var(z) | 0,24406 | 0,29 | 0,01989 | 108,9% |
| Var(w_s) | 0,01994 | 0,29 | 0,00162 | 8,9% |
| Var(h_s) | 0,14311 | 0,29 | 0,01166 | 63,8% |
| Cov(w_s; h_s) | 0,04050 | 0,29 | 0,00660 | 36,1% |
| Var(x) | 0,00556 | 0,71 | 0,00284 | 15,5% |
| Var(w_u) | 0,00985 | 0,71 | 0,00503 | 27,5% |
| Var(h_u) | 0,00994 | 0,71 | 0,00508 | 27,8% |
| Cov(w_u; h_u) | -0,00711 | 0,71 | -0,00726 | -39,8% |
| Cov(z, x) | -0,01075 | 0,20 | -0,00438 | -24,0% |
| Total approx. | | | 0,01834 | 100,4% |
| Erreur approx. | | | 0,00008 | 0,4% |
| 1984-2003 | | | | |
| Composantes (1st diff - logs) | Variances/ Covariances | Poids | Total Absolu % | |
| Var(w) | 0,01291 | 1,00 | 0,01291 | 100,0% |
| Var(z) | 0,10117 | 0,38 | 0,01463 | 113,3% |
| Var(w_s) | 0,02003 | 0,38 | 0,00290 | 22,4% |
| Var(h_s) | 0,06516 | 0,38 | 0,00942 | 73,0% |
| Cov(w_s; h_s) | 0,00799 | 0,38 | 0,00231 | 17,9% |
| Var(x) | 0,00862 | 0,62 | 0,00331 | 25,7% |
| Var(w_u) | 0,01038 | 0,62 | 0,00399 | 30,9% |
| Var(h_u) | 0,00791 | 0,62 | 0,00304 | 23,5% |
| Cov(w_u; h_u) | -0,00483 | 0,62 | -0,00371 | -28,8% |
| Cov(z, x) | -0,00894 | 0,24 | -0,00421 | -32,6% |
| Total approx. | | | 0,01373 | 106,4% |
| Erreur approx. | | | 0,00082 | 6,4% |

* Toutes les variables sont en premières différences (logs).

La première observation que l'on fait est que le salaire agrégé MORG devient un peu moins volatile après 1984; en écart-type, le salaire agrégé diminue en volatilité, passant de 0,0135 pour la période 1979-1984 à 0,0114 pour 1984-2003.

Cette légère baisse de volatilité est due à notre petit échantillon entre 1979-1984, car cette période a été ponctuée de grandes récessions qui ont rendu l'économie très volatile. D'ailleurs, quand l'activité réelle a été beaucoup plus volatile sur période que sur la période 1964-1984. De plus, quand nous changeons l'année de transition pour nos deux sous échantillons, et que nous prenons 1986-87 au lieu de 1983-84 comme année de transition, nous voyons que la volatilité du salaire agrégé MORG reste constante. Par contre, peu importe l'année de transition de nos deux sous échantillons (1983-84 ou 1986-87), la volatilité relative par rapport au PIB du salaire horaire agrégé CPS' MORG augmente drastiquement pour le deuxième sous échantillon (elle passe de 0,855 à 1,696 lorsque l'année de transition est 1983-84). Le fait stylisé que la volatilité relative du salaire horaire agrégé augmente significativement après 1984 est donc encore vérifié. En conséquence, nous allons utiliser ces résultats pour tenter de comprendre ce qui rend le salaire horaire agrégé plus volatile par rapport à l'activité réelle au début des années 1980.

Regardons la variance de z et x . On remarque que la variance de z a baissé drastiquement comparativement à celle de x qui a augmenté. De plus, la covariance entre x et z a légèrement baissé. Les principales raisons de la baisse de la variance de z sont la chute de la variance de h_s , ainsi que la baisse de la covariance entre le salaire horaire des travailleurs *habiles* et la proportion des heures travaillées de ces derniers dans les heures totales. Il est important de tenir compte des poids dans l'équation (10); ces poids changent avant et après 1984, de sorte qu'ils peuvent amplifier ou atténuer les mouvements dans les variances et les covariances. En conséquence, on remarque que la chute de volatilité de z est amortie par l'augmentation du ratio des individus *habiles* dans la population totale. On voit même à la table 5 que la variance de z est plus importante post-1984 que pre-1984 par rapport à la variance du salaire horaire agrégé. On remarque que les variances des ratios d'heures travaillées pour chaque groupe de travailleurs chute après 1984, ce qui crée une pression à la baisse sur les volatilités de z et x .

Une observation importante à noter est que même si la période 1979-1983 est très courte, en plus d'avoir été ponctué de deux récessions très sévères, la volatilité des salaires horaires (w_s et w_u) pour chaque type de travailleurs (*habiles* et *moins habiles*) augmente après 1984. De plus, l'augmentation de la variance du salaire des individus *habiles* après 1984 a un effet amplifié par cet accroissement du ratio des heures travaillées *habiles*. Non seulement les travailleurs *habiles* ont eu une augmentation de volatilité dans leurs revenus, mais ils sont devenus beaucoup plus nombreux dans la population, de sorte que le salaire agrégé est devenu plus volatile. Donc, ces deux augmentations de volatilité des salaires pour chaque groupe de travailleurs causent une pression à la hausse sur la volatilité du salaire agrégé, mais la pression venant de w_s est plus forte.

En conséquence, bien que les variances et les covariances bougent avant et après 1984, l'augmentation du ratio des individus *habiles* dans la population est la principale raison de l'augmentation relative de la volatilité du salaire agrégé par rapport au PIB, car la volatilité du salaire horaire et des heures travaillées des individus *habiles* sont plus volatiles que celles des individus moins habiles. Donc, une augmentation de l'importance des travailleurs *habiles* dans la population (augmentation du ratio h_s) crée une pression à la hausse sur la volatilité du salaire horaire agrégé. Nous faisons deux exercices contrefactuels afin de bien clarifier ce point.

TABLE 6 : POIDS CONSTANTS

| 1979-1984 | | | | |
|------------------------------------|---------------------------|-------|-----------------|--------|
| Composantes (1ères diff – logs) | Variances/ Covariances | Poids | Total Absolu | % |
| Var(w) | 0,01827 | 1,00 | 0,01827 | 100,0% |
| Var(z) | 0,24406 | 0,29 | 0,01989 | 108,9% |
| Var(w_s) | 0,01994 | 0,29 | 0,00162 | 8,9% |
| Var(h_s) | 0,14311 | 0,29 | 0,01166 | 63,8% |
| Cov(w_s;h_s) | 0,04050 | 0,29 | 0,00660 | 36,1% |
| Var(x) | 0,00556 | 0,71 | 0,00284 | 15,5% |
| Var(w_u) | 0,00985 | 0,71 | 0,00503 | 27,5% |
| Var(h_u) | 0,00994 | 0,71 | 0,00508 | 27,8% |
| Cov(w_u;h_u) | -0,00711 | 0,71 | -0,00726 | -39,8% |
| Cov(z, x) | -0,01075 | 0,20 | -0,00438 | -24,0% |
| Total approx. | | | 0,01834 | 100,4% |
| <i>Diff.contrefactuelle</i> | | | 0,00008 | 0,4% |
| 1984-2003 | | | | |
| Composantes (1ères diff – logs) | Variances/ Covariances | Poids | Total Absolu | % |
| Var(w) | 0,01291 | 1,00 | 0,01291 | 100,0% |
| Var(z) | 0,10117 | 0,29 | 0,00824 | 63,9% |
| Var(w_s) | 0,02003 | 0,29 | 0,00163 | 12,6% |
| Var(h_s) | 0,06516 | 0,29 | 0,00531 | 41,1% |
| Cov(w_s;h_s) | 0,00799 | 0,29 | 0,00130 | 10,1% |
| Var(x) | 0,00862 | 0,71 | 0,00440 | 34,1% |
| Var(w_u) | 0,01038 | 0,71 | 0,00530 | 41,1% |
| Var(h_u) | 0,00791 | 0,71 | 0,00404 | 31,3% |
| Cov(w_u;h_u) | -0,00483 | 0,71 | -0,00494 | -38,2% |
| Cov(z, x) | -0,00894 | 0,20 | -0,00365 | -28,2% |
| Total approx. | | | 0,00900 | 69,7% |
| <i>Diff.contrefactuelle</i> | | | -0,00391 | -30,3% |

* Toutes les variables sont en premières différences (logs).

La table 6 présente les mêmes statistiques qu'à la table 5, mais ici les poids ne varient pas avant et après 1984. On remarque bien que la volatilité après 1984 (approximation) est inférieure à la vraie volatilité du salaire horaire agrégé (0.009 vs 0.01291). Mais si on fait varier les poids, et qu'on garde les variances et les covariances constantes avant et après 1984, on obtient une augmentation extrême de la volatilité du salaire agrégé après 1984. On peut le corroborer à la table 7.

TABLE 7 : VARIANCES/COVARIANCES CONSTANTES

| 1979-1984 | | | | |
|------------------------------------|---------------------------|-------|-------------------|--------|
| Composantes (1ères diff - logs) | Variances/ Covariances | Poids | Total Absolu % | |
| Var(w) | 0,01827 | 1,00 | 0,01827 | 100,0% |
| Var(z) | 0,24406 | 0,29 | 0,01989 | 108,9% |
| Var(w_s) | 0,01994 | 0,29 | 0,00162 | 8,9% |
| Var(h_s) | 0,14311 | 0,29 | 0,01166 | 63,8% |
| Cov(w_s; h_s) | 0,04050 | 0,29 | 0,00660 | 36,1% |
| Var(x) | 0,00556 | 0,71 | 0,00284 | 15,5% |
| Var(w_u) | 0,00985 | 0,71 | 0,00503 | 27,5% |
| Var(h_u) | 0,00994 | 0,71 | 0,00508 | 27,8% |
| Cov(w_u; h_u) | -0,00711 | 0,71 | -0,00726 | -39,8% |
| Cov(z, x) | -0,01075 | 0,20 | -0,00438 | -24,0% |
| Total approx. | | | 0,01834 | 100,4% |
| <i>Diff. contrefactuelle</i> | | | 0,00008 | 0,4% |
| 1984-2003 | | | | |
| Composantes (1ères diff - logs) | Variances/ Covariances | Poids | Total Absolu % | |
| Var(w) | 0,01291 | 1,00 | 0,01291 | 100,0% |
| Var(z) | 0,24406 | 0,38 | 0,03529 | 273,4% |
| Var(w_s) | 0,01994 | 0,38 | 0,00288 | 22,3% |
| Var(h_s) | 0,14311 | 0,38 | 0,02069 | 160,3% |
| Cov(w_s; h_s) | 0,04050 | 0,38 | 0,01171 | 90,7% |
| Var(x) | 0,00556 | 0,62 | 0,00214 | 16,6% |
| Var(w_u) | 0,00985 | 0,62 | 0,00378 | 29,3% |
| Var(h_u) | 0,00994 | 0,62 | 0,00382 | 29,6% |
| Cov(w_u; h_u) | -0,00711 | 0,62 | -0,00546 | -42,3% |
| Cov(z, x) | -0,01075 | 0,24 | -0,00506 | -39,2% |
| Total approx. | | | 0,03236 | 250,7% |
| <i>Diff. contrefactuelle</i> | | | 0,01945 | 150,7% |

* Toutes les variables sont en premières différences (logs).

La table 7 nous permet de constater l'augmentation du ratio des individus *habiles* dans la population créé une forte pression à la hausse sur la volatilité du

salaire horaire agrégé. L'approximation de la variance du salaire agrégé est de 0.03236 lorsqu'on fait varier les poids mais que l'on garde les variances et covariances constantes. Cette variance est définitivement plus élevée que la variance du salaire agrégé CPS pour la période post-1984 (0.01291). Ces exercices contrefactuels nous permettent de conclure que même si certaines variables voient leur volatilité baisser après 1984, celle du salaire horaire agrégé reste assez stable (a augmenté relativement à celle de l'activité réelle) en majeure partie à cause que le ratio des individus habiles dans la population augmente de façon importante après 1984. Les salaires et les heures travaillées pour ce type de travailleurs étant beaucoup plus volatiles que ceux des individus *moins habiles*, il en résulte que le salaire horaire agrégé se doit d'être plus volatile si la proportion des heures travaillées *habiles* augmente.

On peut aller plus loin dans la décomposition de l'équation (10) pour obtenir certaines variances et covariances intéressantes. Poursuivons donc la décomposition de (10) avec les variances de x_t et z_t qu'on a trouvées en (7). On obtient :

$$\begin{aligned}
 (11) \quad & Var(d \log w_t) \cong \\
 & \left(\frac{\bar{x}}{\bar{w}} \right)^2 \left[Var(d \log w_{ut}) + Var(d \log H_{ut}) + Var(d \log H_t) + 2Cov(d \log w_{ut}; d \log H_{ut}) \right] + \\
 & \left(\frac{\bar{z}}{\bar{w}} \right)^2 \left[Var(d \log w_{st}) + Var(d \log H_{st}) + Var(d \log H_t) + 2Cov(d \log w_{st}; d \log H_{st}) \right] + \\
 & 2 \left(\frac{\bar{x}}{\bar{w}} \right) \left(\frac{\bar{z}}{\bar{w}} \right) Cov(d \log x_t; d \log z_t)
 \end{aligned}$$

Le résultat est sensiblement la même équation qu'en (12), mais ici on peut voir que les termes h_s et h_u ont été décomposé de sorte qu'on obtient de nouvelles

variances et covariances. La table 8 présente les nouvelles variances et covariances résultant de (11).

TABLE 8 : RÉSULTATS - DÉCOMPOSITION (eq. 11)

| 1979-1984 | | | 1984-2003 | | |
|------------------------------------|---------------------------|--------|------------------------------------|---------------------------|--------|
| Composantes (1ères diff - logs) | Variances/ Covariances | Poids | Composantes (1ères diff - logs) | Variances/ Covariances | Poids |
| Var(h_s) | 0,14311 | 0,285 | Var(h_s) | 0,0652 | 0,380 |
| <i>Var(H_s)</i> | 0,06330 | 0,285 | <i>Var(H_s)</i> | 0,03573 | 0,380 |
| <i>Var(H)</i> | 0,05303 | 0,285 | <i>Var(H)</i> | 0,02851 | 0,380 |
| <i>Cov(H_s; H)</i> | -0,01339 | -0,285 | <i>Cov(H_s; H)</i> | -0,00046 | -0,380 |
| Cov(w_s; h_s) | 0,04050 | 0,285 | Cov(w_s; h_s) | 0,00799 | 0,380 |
| <i>Cov(w_s; H_s)</i> | 0,01977 | 0,285 | <i>Cov(w_s; H_s)</i> | 0,00010 | 0,380 |
| <i>Cov(w_s; H)</i> | -0,02073 | -0,285 | <i>Cov(w_s; H)</i> | -0,00789 | -0,380 |
| Var(h_u) | 0,00994 | 0,715 | Var(h_u) | 0,00791 | 0,620 |
| <i>Var(H_u)</i> | 0,09807 | 0,715 | <i>Var(H_u)</i> | 0,05611 | 0,620 |
| <i>Var(H)</i> | 0,05303 | 0,715 | <i>Var(H)</i> | 0,02851 | 0,620 |
| <i>Cov(H_u; H)</i> | 0,07058 | -0,715 | <i>Cov(H_u; H)</i> | 0,03835 | -0,620 |
| Cov(w_u; h_u) | -0,00711 | 0,715 | Cov(w_u; h_u) | -0,00483 | 0,620 |
| <i>Cov(w_u; H_u)</i> | -0,02209 | 0,715 | <i>Cov(w_u; H_u)</i> | -0,01719 | 0,620 |
| <i>Cov(w_u; H)</i> | -0,01498 | -0,715 | <i>Cov(w_u; H)</i> | -0,01235 | -0,620 |

* Toutes les variables sont en premières différences (logs). H_s et H_u représentent les heures travaillées pour chaque groupe d'individus. H représente les heures totales travaillées. h_s et h_u sont les ratios des heures de chaque groupe de travailleurs dans les heures totales.

On remarque à l'aide de la table 8 que les volatilités des heures travaillées pour les deux types de travailleurs baissent significativement après 1984, de même que la volatilité des heures travaillées totales, en accord avec la baisse de la volatilité des heures travaillées dans Stock et Watson (1998). Par contre, concernant les heures travaillées des individus *habiles*, cela est à l'opposé de ce que Castro et Coen (2005)

proposaient dans leur papier (utilisant le même échantillon CPS' MORG)²⁹. On voit donc que leur résultat est probablement dû au fait qu'ils utilisent comme input de travail les unités efficaces de travail au lieu d'utiliser directement les heures travaillées comme nous l'avons fait³⁰. Étant donné la volatilité élevée de l'activité réelle entre 1979 et 1983, il est très étonnant que Castro et Coen (2005) obtiennent une augmentation de volatilité des heures travaillées des individus *habiles* après 1984.

À la table 8, on remarque également qu'il y a certains éléments qui poussent la volatilité du salaire agrégé à la baisse, et d'autres à la hausse; comme nous l'avons mentionné précédemment, il faut tenir compte des poids qui changent avant et après 1984. On voit que même si les heures travaillées des individus *habiles* sont devenues moins volatiles, l'augmentation du poids de ce groupe atténue cette pression à la baisse sur le salaire horaire. On voit aussi que la baisse de volatilité pour les heures travaillées des individus *moins habiles* n'a pas un grand effet à la baisse sur la volatilité du salaire agrégé à cause que leur poids diminue après 1984.

En regardant les covariances, on remarque que pour les individus *moins habiles*, les trois covariances diminuent (en valeur absolue) après 1984, mais à cause que leur poids diminue aussi, elles n'ont pas d'effet à la baisse sur la volatilité du salaire agrégé. La covariance entre H_u et H , qui entre avec un signe négatif dans l'équation (13), diminue de sorte qu'elle cause même une pression à la hausse sur la volatilité du salaire horaire agrégé après 1984. Pour les individus *habiles*, on voit que la covariance entre le salaire horaire et les heures travaillées totales, ainsi que la covariance entre les heures de ce groupe de travailleurs et les heures totales ont un

²⁹ Coen et Castro (2005) rapportaient que les heures travaillées des individus *habiles* étaient devenues plus volatiles après 1984.

³⁰ Les heures travaillées agrégées proviennent de micro-données (CPS); il n'y a donc pas de biais de composition dans les heures travaillées, car en suivant les mêmes individus année après année on contrôle pour ce biais.

léger effet à la baisse sur la volatilité du salaire agrégé après 1984. Par contre, la chute dramatique de la covariance entre le salaire horaire des individus habiles et les heures travaillées de ce groupe d'individus a un effet à la baisse sur la volatilité après 1984. De plus, cette importante baisse de covariance a probablement une signification économique importante³¹; avant 1984, on voit qu'une augmentation de la demande pour des heures travaillées *habiles* implique une augmentation significative du salaire horaire pour ce type de travailleurs, puisque la corrélation est fortement positive entre 1979 et 1984. Mais après 1984, la corrélation devient presque nulle et non significative³². Si on revient aux figures 10 et 11, on sait que la proportion des individus habiles dans la population totale a augmenté depuis 1979. Ainsi, de plus en plus d'individus obtiennent des baccalauréats universitaires mais, depuis 1984, leurs salaires n'augmentent pas nécessairement. Ce résultat, avec celui de Abraham et al. (1998) sur le fait que la proportion des travailleurs dans la production et sans gestion de personnel est restée constante, vient confirmer le fait que de plus en plus d'individus ont des baccalauréats universitaires (figures 10 et 11), mais pas nécessairement des emplois plus payants, comparativement aux individus qui, dans les années 70, n'avaient pas de baccalauréat mais gagnaient un salaire réel aussi élevé que certains individus aujourd'hui avec un diplôme universitaire. Le baccalauréat a donc « perdu » de la valeur avec les années. Les gens sont plus éduqués qu'avant, mais ne performant pas nécessairement des tâches plus complexes (ou n'ont pas un meilleur salaire).

En conséquence, le biais de composition de Solon et al. (1994) est peut-être encore valide, dans le sens que certains types de travailleurs (*moins habiles*) sont plus affectés que d'autres durant les récessions, et sont engagés massivement durant les expansions. Les résultats de cette section montrent que si le niveau de scolarité est une bonne façon de faire une distinction entre travailleurs *habiles* et *moins habiles*,

³¹ Pre-1984, la corrélation entre w_s et H_s était de 0,5565; post-1984, la corrélation est 0.00368.

³² Ce résultat est robuste si l'année de transition est 1986-87. C'est donc dire que cette covariance semble bien être près de zéro à partir du milieu des années 1980 jusqu'à 2003.

alors le biais évoqué par Solon et al. (1994) semble moins important depuis le milieu des années 1980. Par contre, la baisse drastique de la corrélation entre le salaire horaire agrégé des travailleurs *habiles* et les heures travaillées de ce groupe indique que peut-être le niveau de scolarité n'est pas un bon estimateur pour mesurer le niveau d'habiletés d'un individu, car il semble que la valeur du baccalauréat s'est diluée avec le temps. D'autres décompositions de la force de travail en individus habiles et moins habiles pourraient être envisagées, ce qui permettrait de mieux comprendre l'évolution des biais de composition dans la force de travail.

CHAPITRE IV

EXTENSION : REVENUS NIPA PAR EMPLOYÉ

Cette section se veut comme une extension à l'étude de la volatilité des salaires réels agrégés. En reprenant les revenus NIPA, mais en les divisant par le nombre d'employés au lieu des heures travaillées, on peut obtenir une mesure de salaire par employé. Nous faisons donc l'exercice et nous trouvons que la volatilité des salaires NIPA par employé baisse après 1984, contrairement à ce que nous obtenons lorsque l'on divise les salaires agrégés par les heures travaillées. La table 9 présente les volatilités pour la mesure NIPA, mesurée en salaire horaire et en salaire par employé. Les données sont annuelles, car les tables NIPA n'offraient pas de données trimestrielles pour le nombre d'employés. Nous calculons aussi le salaire horaire moyen avec des données annuelles pour les heures travaillées³³.

TABLE 9 – VOLATILITÉS : NIPA

| Écart-types | NIPA/HEURES | NIPA/EMPLOYÉS |
|-------------|---------------|---------------|
| 1964-2004 | 1,0715 | 1,1006 |
| 1964-1983 | 0,9901 | 1,1472 |
| 1984-2004 | 1,1670 | 1,0733 |

** À noter que les volatilités sont calculées en écart-types sur la période donnée. Ces écart-types sont normalisés en multipliant par 100.*

La figure 9 nous fait constater que le comportement de la volatilité change complètement quand le salaire agrégé NIPA est divisé par le nombre d'employés au lieu des heures travaillées. Cette différence, assez étonnante, nous donne probablement un indice sur la façon dont les firmes ont ajusté la demande de travail (marge intensive vs marge extensive).

³³ Les heures travaillées utilisées ici sont tirées des tables NIPA du BEA. D'ailleurs, le BEA produit seulement des données annuelles pour les heures travaillées et pour le nombre d'employés.

Pour bien comprendre cette différence dans le comportement de la volatilité entre le salaire NIPA horaire et par employé, on peut procéder à une décomposition de la variance pour les deux types de salaire, et voir d'où provient la différence dans les volatilités. Les variances des deux types de salaire NIPA, salaire horaire et salaire par employé, peuvent s'écrire, respectivement :

$$(12) \quad \begin{aligned} \text{Var} \left[\log \left(\frac{dW}{dH} \right) \right] &= \text{Var} [d \log(W) - d \log(H)] \\ \text{Var} \left[\log \left(\frac{dW}{dN} \right) \right] &= \text{Var} [d \log(W) - d \log(N)] \end{aligned}$$

où W représente les revenus agrégés de tous les travailleurs, H représente les heures totales travaillées, et N le nombre total d'employés. Les \log s et les d veulent dire que les variables sont des premières différences de logarithmes. Le problème avec ces variances est que la série de salaire agrégé $d \log(W)$ est non stationnaire, et qu'il est impossible d'appliquer le concept de variance à cette série. Par contre, on peut décomposer la variance du salaire horaire d'une autre façon :

$$(13) \quad \text{Var} [d \log W - d \log H] = \text{Var} \left[d \log \frac{W}{N} \right] + \text{Var} [d \log h] - 2 * \text{Cov} \left[d \log \frac{W}{N}; d \log h \right]$$

où h représente ici le nombre d'heures par employés. On voit à l'équation (13) que la variance du salaire horaire est la somme de la variance du salaire par employé, de la variance du nombre d'heures par employé, et de la covariance entre le salaire par employé et le nombre d'heures par employé. Nous allons déterminer ce qui différencie les mouvements dans les deux variances d'intérêt par les mouvements dans $\text{Var}[d \log(h)]$ et $\text{Cov}[d \log(W/N); d \log(h)]$.

TABLE 10 - DÉCOMPOSITION NIPA/EMPLOYÉ

| Période | Var (h) | Éc.-type (h) | Cov [$\text{dlog}(W/N)$, $\text{dlog}(h)$] | Corr [$\text{dlog}(W/N)$, $\text{dlog}(h)$] |
|-----------|-------------|------------------|-----------------------------------------------|------------------------------------------------|
| 1964-1983 | 3,085E-05 | 0,5554 | 3,0597E-05 | 0,50553 |
| 1984-2004 | 2,222E-05 | 0,4713 | 5,8524E-07 | 0,01215 |

La table 10 nous permet d'examiner le comportement des deux derniers termes de droite de l'équation (13). On constate que la variance des heures par employé h a légèrement baissé après 1984, tandis que la covariance entre le salaire par employé et les heures par employé a chuté de façon drastique³⁴. Comme on l'a vu à la table 9, la variance du salaire horaire a augmenté après 1984, tandis que celle du salaire par employé a baissé, et on constate que le comportement divergeant dans ces volatilités est due principalement à la forte baisse de la covariance entre le salaire par employé et le nombre d'heures travaillées par employé. Ce résultat indique qu'il s'est passé des changements importants dans le fonctionnement du marché du travail. Par exemple, peut-être que les firmes, depuis le début des années 1980, ont progressivement comblé leurs besoins en heures de travail en embauchant de nouveaux employés au lieu de donner du temps supplémentaire. Plusieurs raisons pourraient expliquer cela, comme par exemple la perte de pouvoir des syndicats aux États-Unis au début des années 1980. Cette conclusion n'est que tentative, mais une recherche approfondie sur le phénomène pourrait certainement nous éclaircir sur le sujet.

³⁴ La table 5 contient aussi l'écart-type des heures par employé, et la corrélation entre le salaire par employé et les heures par employé. Ces deux mesures sont incluses pour mieux voir la magnitude des changements avant et après 1984.

CONCLUSION

L'étude de l'évolution des salaires réels agrégés aux États-Unis nous a permis de constater plusieurs divergences entre deux sources importantes de compensations versées aux individus, soient le *Average Hourly Earnings* (AHE) du Bureau of Labor Statistics, et le salaire horaire moyen construit à l'aide des National Income and Product Accounts (NIPA) du *Bureau of Economic Analysis*. Cette étude nous a permis de remarquer que la mesure AHE sous-estime la richesse des travailleurs américains, et qu'elle sous-estime aussi la volatilité des salaires de ces mêmes travailleurs. Cette recherche approfondie sur la volatilité des salaires réels nous a permis d'apprendre que les salaires réels sont devenus beaucoup plus volatiles par rapport à l'activité réelle depuis 1984.

Le premier aspect à noter sur l'augmentation de la volatilité est que cette augmentation provient directement des salaires des travailleurs, et non de compensations autres que les salaires comme les avantages sociaux, contributions à des fonds de pension, etc. Ces bénéfices hors salaires sont importants dans la compensation totale versée aux employés, mais n'ont pas vraiment d'influence sur la volatilité du salaire horaire agrégé. Deuxièmement, on remarque que la volatilité a augmenté pour plusieurs types de travailleurs, pas seulement les travailleurs *habiles*³⁵. La raison pour laquelle la volatilité du AHE n'augmente pas après 1984 est que le AHE regroupe des individus avec des salaires très faibles, et que ces derniers ne représentant pas bien la définition d'un travailleur du CES; ces individus ont vu leurs salaires restés très bas, et peu volatiles. De plus, la mesure AHE ne comprend pas les bonus qui sont payés en fréquence irrégulière; il semble que ces bonus ont fait

³⁵ On avait aussi remarqué que les travailleurs dans la base de données *manufacturière de productivité NBER* ont vu leurs salaires devenir plus volatiles après 1984.

augmenté la volatilité des salaires dans la mesure NIPA après 1984, car la pratique de verser des bonus est devenue beaucoup plus fréquente depuis le début des années 1980. D'ailleurs, les travailleurs inclus dans la mesure NIPA sont beaucoup plus susceptibles de recevoir des bonus que ceux inclus dans la mesure AHE.

La décomposition de la variance du salaire agrégé CPS (MORG) nous a permis de constater certains faits intéressants, comme l'augmentation de la variance des salaires pour chaque type d'individus (*habiles* et *moins habiles*), ainsi que la baisse drastique de la volatilité des heures travaillées pour chaque type d'individus, ce qui contredit l'étude menée par Coen et Castro (2005). Cette décomposition nous a aussi permis de voir que la portion des individus avec un baccalauréat s'est accrue dans la population depuis le début des années 1980, et cette augmentation semble être la principale source de l'augmentation de la volatilité relative du salaire horaire agrégé par rapport à l'activité réelle. Cette augmentation, combinée avec la corrélation nulle après 1984 du salaire horaire des individus *habiles* avec les heures travaillées de ce type de travailleurs nous porte à croire que la valeur du baccalauréat s'est diluée avec les années.

Pour expliquer l'augmentation de la volatilité relative du salaire horaire NIPA par rapport au PIB, on peut émettre d'autres hypothèses qui seraient intéressantes à étudier dans un avenir rapproché. Une hypothèse sur laquelle on pourrait se pencher est que l'élasticité de l'offre de travail diminue depuis les années 1980, de sorte que la courbe d'offre de travail est de plus en plus inclinée. Ce changement impliquerait que les chocs sur la demande de travail affectent beaucoup le salaire, et pas beaucoup les heures travaillées, causant ainsi une augmentation de la volatilité relative du salaire horaire agrégé par rapport aux heures travaillées totales (comme à l'annexe B-ii). Cet argument n'est qu'hypothétique, mais nous croyons qu'il serait très intéressant à être étudié en profondeur.

Un dernier point à noter porte sur la cyclicité des salaires réels. Il semble en effet que la cyclicité des salaires réels au niveau des travailleurs soit positive, c'est-à-dire que les salaires réels sont pro cycliques. Cette pro-cyclicité au niveau des travailleurs provient surtout de ceux qui changent (ou perdent) leur emploi lors des cycles économiques. Par contre, lorsqu'on regarde les salaires agrégés, il est très difficile de se faire une idée sur la cyclicité des salaires réels; certains biais d'agrégation des salaires rendent impossible de tirer une conclusion sur la cyclicité des salaires réels agrégés (Solon et al. 1994; Swanson, 2004). Une question importante sur la cyclicité des salaires réels agrégés est de se demander si les mesures de salaires agrégés sont vraiment utiles à la recherche macroéconomique; tout au long de ce papier, nous montrons que plusieurs problèmes surviennent lorsqu'on agrège des séries de salaires. De plus, les mesures agrégées semblent diriger les chercheurs vers des modèles (visions de l'économie) erronés. En conséquence, doit-on oublier la cyclicité des salaires réels agrégés lorsqu'on conçoit des modèles macroéconomiques? C'est une question sur laquelle les macroéconomistes devront se pencher éventuellement.

Pour ce qui est de la volatilité relative (par rapport au PIB) des salaires réels agrégés, il semble évident qu'elle a augmenté significativement depuis 1984; les chercheurs peuvent donc utiliser ce fait stylisé lorsqu'ils tenteront de vérifier la validité de leurs modèles macroéconomiques. Chose certaine, il est clair que toute étude économique doit d'abord se pencher sur ce qui se cache derrière les variables économiques utilisées, c'est-à-dire comment ces variables sont construites. L'utilisation de variables économiques agrégées sans en avoir étudié les fondements représente un grand risque pour les économistes, car elles peuvent les guider dans des directions erronées dès le début de leur recherche.

ANNEXE A

BASES DE DONNÉES

Nous utilisons diverses bases de données qui nous aideront dans la réalisation de ce papier. Le fait d'avoir plusieurs sources de données nous permettra de voir quelles mesures de salaire réel sont plus représentatives de la réalité que d'autres. Voici ces sources.

- Bureau of Labour Statistic (BLS) : le BLS est la principale agence du gouvernement américain dans les domaines d'économie du travail et de statistiques. Plusieurs sondages sont effectués au BLS, et nous en utilisons de trois dans ce papier. La première source que nous employons est un sondage appelé CES (*Current Employment Statistics*). Ce sondage est effectué auprès de plus 160,000 firmes aux États-Unis, correspondant à environ 400,000 établissements. De ce sondage, la mesure du *revenu horaire moyen* (*average hourly earnings*, AHE), est calculée et mise à la disposition du public. Cette mesure est populaire chez les chercheurs, et surtout dans les journaux d'affaires et d'économie.

La deuxième source utilisée provenant du BLS est un sondage appelé NCS (*National Compensation Survey*), et comprend diverses sous-sections. Parmi ces sous-sections, la mesure ECI (*Employment Cost Index*), représente les changements dans les coûts de l'employeur relatifs à sa main d'œuvre (i.e. les salaires payés, bénéfices, etc.; donc la compensation totale versée à ses employés). Cette mesure est un indicateur économique important utilisé par la Réserve Fédérale Américaine.

Finalement, la troisième source provenant du BLS utilisée dans ce papier est le CPS (*Current Population Survey*). Le CPS offre quelques sondages différents, dont le *MARCH CPS*, qui comprend des données annuelles à partir de 1963. Le CPS offre aussi un sondage avec des données trimestrielles appelé « *Merged Outgoing Rotation Groups* » (MORG). Ces données nous ont été offertes par M. Rui Castro de l'Université de Montréal³⁶. La principale différence du CPS avec les autres sondages provenant du BLS et du BEA est que les données sur les heures travaillées et les salaires proviennent directement des individus et non des listes de paie des firmes. Pour le MORG, les données sont disponibles qu'à partir de 1979. Par contre, avec les *CPS May Supplements*, il est possible d'allonger l'échantillon MORG jusqu'à 1973; par contre, les données 1973-1978 sont annuelles. C'est ce que Abraham et al. (1998) font pour allonger leur échantillon MORG, et nous faisons le même exercice pour cette recherche. Cela permet de comparer l'évolution du salaire CPS de 1973 à 2003 avec AHE et NIPA. Le CPS' MORG sonde en moyenne 30,000 individus sur une base mensuelle, et recueille des données sur les revenus et les heures travaillées de ces individus, en plus de recueillir de l'information particulière comme leur âge, leur sexe, leur nombre d'années d'éducation, leur type de travail, etc. Le CPS couvre les individus non institutionnels entre seize et soixante-cinq ans; pour les fins de notre étude, les travailleurs autonomes (*self-employed*) ne sont pas inclus dans mon échantillon. Nous utilisons donc environ 45,000 individus représentatifs sur une base trimestrielle. Comme nous l'avons mentionné plus tôt, la différence principale avec les deux autres sondages du BLS (CES et NCS) est qu'au CPS, on recueille les revenus totaux de chaque individu (donc revenus de un ou plusieurs emplois par individu), tandis qu'au CES ou dans les tables NIPA, on recueille seulement les revenus des emplois sondés (*job-basis*). Comme les données CPS sont sous forme de

³⁶ Ces données sont les mêmes utilisées par M. Castro et Danielle Coen-Pirani dans leur papier « Why have aggregate skilled hours become so cyclical since the mid-1980's? »; par contre, aucun ajustement d'unité efficiente de travail n'a été utilisé. Nous nous servons des données « brutes » sur les salaires et les heures de travail.

micro-données, il a été possible de recueillir certaines caractéristiques des individus sondés. Nous pouvons ainsi reconstruire des mesures de salaires agrégés pour la population totale, mais aussi pour les *individus habiles* et les *individus moins habiles*, grâce à l'information sur la scolarité de chaque individu. La division s'est fait comme suit : les individus possédant un baccalauréat universitaire ou plus font partis du groupe d'individus *plus habiles (skilled)*, et les individus ayant moins qu'un baccalauréat font partis du groupe d'individus *moins habiles (unskilled)*.

- Bureau of Economic Analysis (BEA): le BEA, contrairement au BLS, est une entité appartenant au Département du Commerce des États-Unis. On trouve au BEA les tables NIPA (*National Income Product Accounts*), qui sont la source des données recueillies ici. Ces données représentent très bien la population américaine; on y retrouve des données trimestrielles et annuelles, dont la mesure de compensation totale reçus par les employés aux États-Unis. Nous avons naturellement employé les données trimestrielles, et nous avons utilisé une mesure d'heures totales travaillées pour construire nous-même le revenu horaire moyen provenant des tables NIPA.

- COMPUSTAT: cette base de donnée est produite par *Standard & Poor (S&P)* à l'aide des rapports annuels des entreprises publiques aux États-Unis et au Canada. Les firmes publiques doivent enregistrer leurs états financiers à la *Securities Exchange Commission* américaine. S&P utilise donc ces états financiers pour les données de COMPUSTAT. Cette base de données est complémentaire dans le sens qu'elle provient d'états financiers des firmes, nous donnant de l'information sur les revenus des firmes (ventes, ratio ventes-bénéfices) et sur les salaires versés par les firmes à leurs employés. Théoriquement, on peut donc examiner la volatilité des ventes au niveau de la firme, ainsi que de la volatilité des salaires au niveau de la firme et au niveau agrégé. Par contre, il n'y a aucune information sur les heures travaillées. On ne peut que construire un salaire annuel par employé.

- NBER Productivity Database : la base de données NBER contient des données pour 450 industries manufacturières (4-digit) de 1958 à 2002. On y retrouve des données annuelles pour l'output, les salaires, les heures travaillées, le nombre d'employés, et de plusieurs indices de prix à la production (PPI) calculés pour chaque type d'industrie manufacturière de la base de données. Les industries sont classifiées selon la classification SIC (*Standard Industrial Classification*) de 1972. Cette base de donnée avait été conçue pour calculer la productivité et suivre son évolution dans le secteur manufacturier, mais plusieurs chercheurs l'ont utilisé pour diverses études (Swanson, 2004). Il est à noter que la base de données NBER est officielle de 1958 à 1996; nous avons eu la chance d'obtenir une version *bêta* de la nouvelle base de données de productivité NBER, qui couvre jusqu'à 2002. Ces nouvelles données nous ont gracieusement été offertes par M. Wayne Gray, concepteur avec M. Eric Bartelsman, de la base de données de productivité NBER. Par contre, ces nouvelles données (1997-2002) ne sont pas encore officielles.

- Private Economy Labor Quality (Dale Jorgenson, Université Harvard): cette base de données contient des données brutes sur les salaires agrégés et les heures travaillées d'individus selon leur sexe, leur âge, leur niveau d'éducation, et leur type de travail. De cette façon, il est possible de construire des salaires agrégés pour différents types de travailleurs. La base de données couvre 51 industries. Les catégories sont divisées comme suit : homme et femme, âge : 14-15, 16-17, 18-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-65, 65 et plus . Il y a deux types de travailleurs : les employés et les autres (incluant travailleurs autonomes, etc.). Pour les niveaux d'éducation, cette base de données distingue pour plusieurs niveaux du secondaire aux individus ayant une maîtrise universitaire et plus. Les données sont annuelles, de 1977 à 2000.

La base de données *Private Economy Labor Quality* repose sur différentes sources ; le CPS (BLS), les tables NIPA (BEA), le sondage *Decennial Census Population* (1970, 1980, 1990), le *Census Bureau*, le *Defense Manpower Data*

Center, la groupe de Recherche en Productivité du BLS. Cette base de données est donc très exhaustive, et contient un bassin de travailleurs très hétérogènes³⁷.

³⁷ Selon Swanson (2004), les données recueillies par Dale Jorgenson sont très représentatives car elles reposent sur presque toute l'information publique disponible.

ANNEXE B

i) Principaux résultats
 - Indicateur Cyclique (y): Output

| Déflateur | Échantillon | Variable | s(-) | s(-)/s(y) | corr(-,y) |
|--------------|-------------|------------------------------|--------|-----------|-----------|
| PCE | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 0,5595 | 0,4043 | -0,02656 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 0,7741 | 1,0918 | 0,01627 |
| PCE | 1964-1983 | Portion Salaires (NIPA) | 0,5450 | 0,3938 | -0,02493 |
| | 1984-2004 | Portion Salaires (NIPA) | 0,8965 | 1,2644 | 0,09078 |
| PPI | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 1,0268 | 0,7420 | -0,10001 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 1,083 | 1,5276 | -0,13984 |
| GDPD | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 0,3803 | 0,3471 | 0,03565 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 0,7729 | 1,0901 | 0,06696 |
| CPI-W | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 0,6855 | 0,4954 | 0,05633 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 0,8251 | 1,1637 | 0,03259 |
| | 1964-1983 | AHE | 0,6959 | 0,5029 | 0,28459 |
| | 1984-2004 | AHE | 0,4019 | 0,5669 | 0,16548 |
| | 1964-1993 | AHE (AH, 1995) | | | 0,433 |
| | 1970-1993 | AHE (AH, 1995) | | | 0,476 |
| | 1976-1993 | AHE (AH, 1995) | | | 0,335 |
| PCE | 1976-1983 | eciall (salaires) | 0,3594 | 0,2229 | -0,10897 |
| | 1984-2004 | eciall (salaires) | 0,3241 | 0,4571 | 0,08297 |
| | 1976-1983 | ecipns (salaires) | 0,3536 | 0,2193 | -0,11772 |
| | 1984-2004 | ecipns (salaires) | 0,3301 | 0,4656 | 0,11971 |
| | 1976-2004 | eciall (salaires) (AH, 1995) | | | 0,224 |
| PPI | 1976-2004 | eciall (salaires) (AH, 1995) | | | -0,01 |

* Total comp. (NIPA) est la mesure de salaire horaire construite à partir des tables NIPA. AHE est le revenu horaire moyen construit par le BLS. (AH, 1995) veut dire que les résultats ont été pris de l'étude de Abraham et Haltiwanger (1995). eciall est l'indice ECI pour tous les travailleurs dans les industries privées; ecipns est l'indice ECI pour les travailleurs dans la production et/ou sans gestion de personnel (« production and non-supervisory workers ») dans les industries privées. On peut voir les statistiques sur le ECI comportent seulement la partie salaires. Toutes les variables sont trimestrielles et en 1ere différences (logs), sauf pour les résultats de AH (1995) qui sont HP-filtrées.

ANNEXE B

ii) Principaux résultats

- Indicateur Cyclique (γ): Heures Travaillées

| Déflateur | Échantillon | Variable | s(-) | s(-)/s(n) | corr(-,n) |
|--------------|-------------|------------------------------|---------|-----------|-----------|
| PCE | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 0,55952 | 0,66473 | -0,18789 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 0,77409 | 1,451 | -0,30262 |
| GDPD | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 0,4803 | 0,5706 | -0,18516 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 0,7729 | 1,4488 | -0,24752 |
| PPI | 1964-1983 | Total comp. (NIPA) | 1,0268 | 1,2199 | -0,24709 |
| | 1984-2004 | Total comp. (NIPA) | 1,083 | 2,0301 | -0,30913 |
| CPI-W | 1964-1983 | AHE | 0,69595 | 0,82681 | 0,27712 |
| | 1984-2004 | AHE | 0,40189 | 0,68112 | -0,02635 |
| | 1964-1993 | AHE (AH, 1995) | | | 0,238 |
| | 1970-1993 | AHE (AH, 1995) | | | 0,257 |
| | 1976-1993 | AHE (AH, 1995) | | | 0,161 |
| PCE | 1984-2004 | eciall (total comp.) | 0,28623 | 0,53653 | -0,23166 |
| | 1984-2004 | eciapns (total comp.) | 0,32353 | 0,60645 | -0,26123 |
| | 1976-2004 | eciall (salaires) (AH, 1995) | | | 0,044 |
| PPI | 1976-2004 | eciall (salaires) (AH, 1995) | | | -0,251 |

* Total comp. (NIPA) est la mesure de salaire horaire construite à partir des tables NIPA. AHE est le revenu horaire moyen construit par le BLS. (AH, 1995) veut dire que les résultats ont été pris de l'étude Abraham et Haltiwanger (1995). eciall est l'indice ECI pour tous les travailleurs dans les industries privées; eciapns est l'indice ECI pour les travailleurs dans la production et/ou sans gestion de personnel (« production and non-supervisory workers ») dans les industries privées. On peut voir l'indice ECI incluant toutes les compensations versées aux employés (total comp.), ainsi que la portion salaires du ECI (salaires). Toutes les variables sont trimestrielles et en 1^{ère} différences (logs), sauf pour les résultats de AH (1995) qui sont HP-filtrées.

ANNEXE C

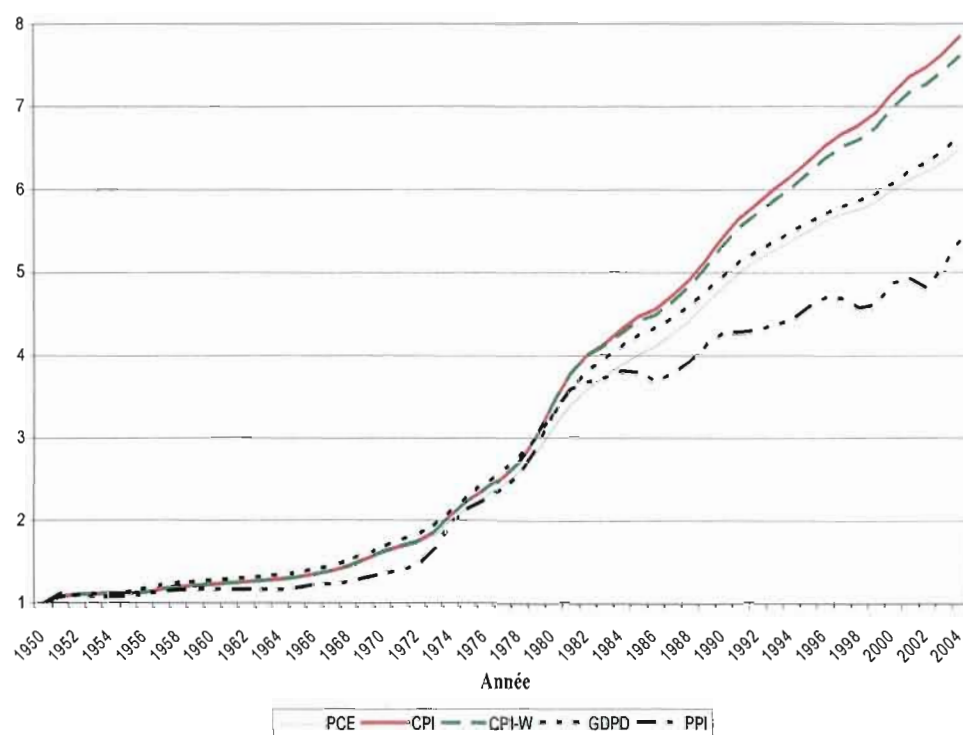
a) LES INDICES DE PRIX (DÉFLATEURS) :

- Le CPI est l'indice de prix à la consommation (*CPI for all urban consumers*); il provient du BLS.
- Le CPI-W est l'indice de prix à la consommation semblable au CPI, mais il est construit à l'aide d'un certain type de travailleurs (*CPI for all urban wage earners and clerical workers*). Il provient aussi du BLS. Le BLS l'utilise pour indexer le salaire horaire AHE à l'inflation, car il représente mieux ce type de travailleurs que le CPI.
- Le GDPD est le déflateur implicite du PIB; par définition, il sert à indexer le PIB à l'inflation. Il provient du BEA.
- Le PCE est le déflateur implicite des dépenses de consommation (*Personal Consumer Expenditures*). Il provient du BEA.
- Le PPI est l'indice de prix à la production pour les biens finis (*PPI for all finished goods*). Il provient du BLS.

ANNEXE C

b)

Comparaison graphique des différents indices de prix depuis 1950 - en index



ANNEXE D

LE ECI (EMPLOYMENT COST INDEX):

Le ECI est produit par le BLS, sous un sondage appelé le *National Compensation Survey* (NCS). Le ECI est une mesure trimestrielle représentant les changements dans les coûts relatifs à la main d'œuvre, sans les influences des mouvements d'employés entre occupations ou industries. Les exclusions majeures du sondage NCS sont les travailleurs autonomes (individus qui travaillent à leurs propres comptes), les individus qui se versent leurs propres salaires (i.e. propriétaires d'entreprises, actionnaires majeurs, partenaires dans des firmes non incorporées), les volontaires, les travailleurs non payés, les individus recevant des indemnités de long terme, et les travailleurs américains travaillant outre-mer. Pour la mesure ECI, on peut avoir une mesure pour toute la population civile ou encore pour les industries privées, comme les mesures NIPA et AHE. C'est donc pourquoi nous employons le ECI pour les industries privées. Au 21 juin 2001, le ECI recouvraient 7,365 établissements d'industries privées, couvrant environ 31,100 occupations : le BLS a laissé savoir que l'échantillon du NCS va continuer de croître avec les années.

Le ECI représente les compensations totales versées aux travailleurs. Il se subdivise en deux parties, soit les salaires et les bénéfices. La portion salaires représente le salaire horaire ou, si l'employé n'est pas payé sur une base horaire, les revenus totaux divisés par les heures totales. Ces salaires horaires sont les revenus totaux avant déductions de toutes sortes, excluant les primes d'heures supplémentaires et de travail durant les week-ends et vacances, et bonus de non production payés en un paiement à la place d'augmentations de salaire. Les bonus de

production, les revenus incitatifs (*incentive earnings*), commissions, et ajustements pour les coûts de la vie sont inclus dans la portion salaires du ECI.

La partie « bénéfices » du ECI couvre les vacances payées, primes de départ, congés de maladie et autres congés payés, paie supplémentaire pour travail (heures supplémentaires, week-ends, vacances), bonus de non production, bénéfices d'assurance-vie, d'assurance santé, indemnités de court terme et long-terme, régimes de retraite (bénéfices définis ou contributions définies), et bénéfices obligatoires tels que l'assurance sociale, assurance-maladie, et l'assurance emploi. Toutes compensations sous formes d'options d'achat d'actions ne sont pas incluses dans le ECI.

*Calculs : si on suppose que W est la compensation moyenne payée aux travailleurs dans la catégorie i à la période t , et qu'on suppose que E_{it} représente le nombre de travailleurs dans la catégorie i employés à la période t . Donc le ECI à la période t sera calculé ainsi :

$$ECI_t = \sum_i \alpha_i \frac{W_{it}}{W_{i0}} * 100$$

où :

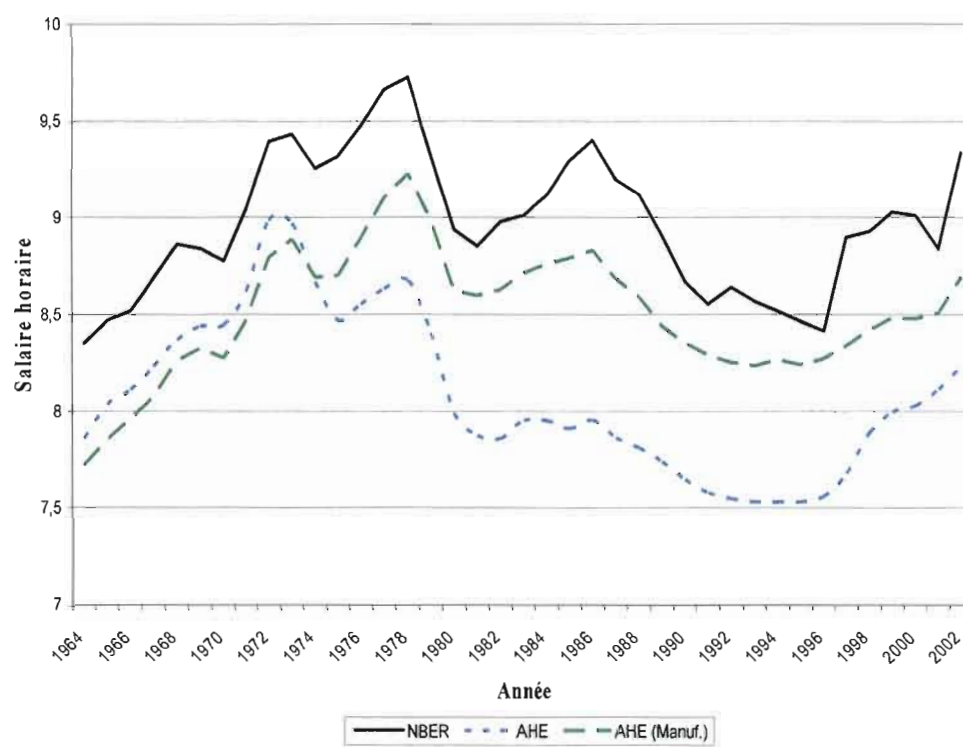
$$\alpha_i = \frac{E_{i0} * W_{i0}}{\sum_i E_{i0} * W_{i0}}$$

On voit donc que le ECI est bien une mesure du changement dans les coûts de la main d'œuvre, gardant constant les poids des occupations et des industries. Par exemple, un travailleur qui occupe un emploi dans un type d'occupation qui est couverte par le ECI, et qui se fait promouvoir vers un autre emploi mieux rémunéré (change d'occupation), alors il sortira de l'échantillon du ECI car celui-ci garde les poids des occupations et des industries fixes. Donc l'augmentation de salaire de l'individu ne sera pas reflétée dans la mesure ECI. C'est pourquoi qu'en général, si

les promotions sont fréquentes durant les expansions économiques, alors le ECI sera une mesure moins pro-cyclique que le AHE (*Monthly Labor Review, September 2001*).

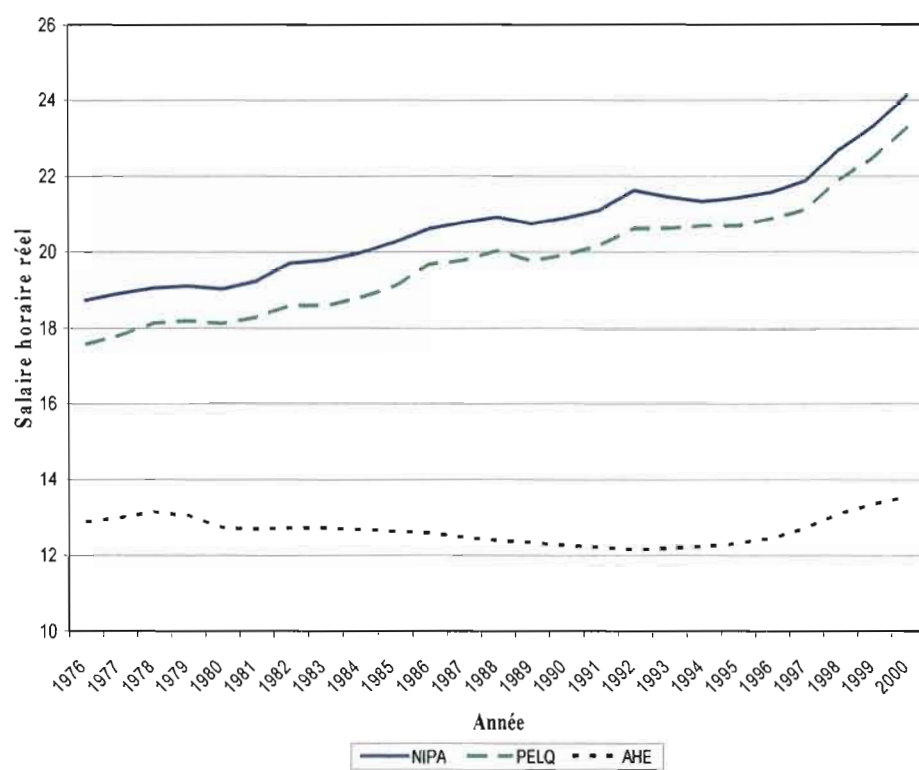
ANNEXE E

Comparaison graphique des salaires horaires du NBER (travailleurs dans la production),
du BLS (manufacturiers), et du AHE (mesure originale du BLS)



ANNEXE F

Comparaison graphique des salaires horaires provenant du PELQ, NIPA et AHE



Références

Abraham, K., J. Spletzer et J. Stewart. 1998. « Divergent Trends in Alternative Wage Series », tiré de John C. Haltiwanger, Marilyn E. Manser, et Robert Topel, eds., « Labor Statistics Measurements Issues », NBER Studies in Income and Wealth, vol. 60, The University of Chicago Press, p.293-324.

Abraham, K., J Spletzer et J. Stewart. 1999. « Why do Different Wage Series tell Different Stories? », The American Economic Review, Vol. 89, No. 2, Papers and Proceedings of the One Hundred Eleventh Annual Meeting of the American Economic Association, p. 34-39.

Abraham, K., et J. Haltiwanger. 1995. « Real Wages and the Business Cycle », Journal of Economic Literature, Vol. 33, No. 3, p.1215-1264.

Autor, D., L. Katz et M. Kearney. 2005. « Trends in U.S. Wage Inequality: Re-Assessing the Revisionists », NBER Working Paper Series, No. 11627.

Bartelsman, E., et W. Gray. 1996. « The NBER Manufacturing Productivity Database », NBER Technical Working Paper Series, No. 205.

Bils, Mark J. 1985. « Real Wages Over the Business Cycle: Evidence from Panel Data », Journal of Political Economy, Vol. 93, No. 4, p.666-689.

Bowlus, A., H. Liu et C. Robinson. 2002. « Business Cycle Models, Aggregation, and Real Wage Cyclicalilty », Journal of Labor Economics, Vol. 20, No. 2, p.308-335.

Bunn, J. A., J. E. Triplett. 1983. « Reconciling the CPI-U and the PCE deflator: 3rd quarter », Monthly Labor Review, Bureau of Labor Statistics.

Castro, R., et Coen-Pirani, D. 2005. « Why have Aggregate Skilled Hours Become so Cyclical since the Mid-1980's? », Centre Interuniversitaire de Recherche en Économie Quantitative (CIREQ), No. 24-2005.

Comin, D., et S. Mulani. 2006. « Diverging Trends in Macro and Micro Volatility: Facts », Review of Economics and Statistics, Vol. 88, Issue 2, p.374-383.

Comin, D., E. Groshen et B. Rabin. 2006. « Turbulent Firms, Turbulent Wages? », NBER Working Paper Series, No. 12032.

Cooley, T., et E. Prescott. 1995. « Economic Growth and Business Cycles », tiré de « Frontiers of Business Cycle Research », Princeton University Press, p. 1-37.

Davis, S., Haltiwanger, J., R. Jarmin et J. Miranda. 2006. « Volatility and Dispersion in Business Growth Rates: Publicly Traded versus Privately Held Firms », NBER Working Paper Series, No. 12354.

Danthine, J.P., et A. Kurmann. 2004. « Fair Wages in a New Keynesian Model of the Business Cycle », Review of Economic Dynamics, Vol. 7(1), p.107-142.

Devereux, Paul J. 2001. « The Cyclicity of Real Wages within Employer-Employee Matches », Industrial and Labor Relations Review, Vol. 54, No. 4, p.835-850.

Devereux, Paul J. 2002. « Occupational Upgrading and the Business Cycle », LABOUR, Vol. 16, Issue 3, p.423-452.

Devereux, Paul J., et Robert A. Hart. 2005. « Real Wage Cyclicalities of Job Stayers, Within-Company Job Movers, and Between-Company Job Movers », Institute for the Study of Labor (IZA), IZA Discussion Paper, No. 1651.

Hagedorn, M. et I. Manovskii. 2005. « The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies Revisited », Society for Economic Dynamics, 2005 Meeting Papers, No. 460.

Heathcote, J., K. Storesletten et G. Violante. 2004. « The Cross-Sectional Implications of Rising Wage Inequality in the United States », CEPR Discussion Papers, No. 4296.

Ho, M., D. Jorgenson et K. Stiroh. 2002. « Information Technology, Education, and the Sources of Economic Growth across U.S. Industries », Federal Reserve Bank of New York.

Ho, M., D. Jorgenson, et K. Stiroh. 2005. « Information technology and the American Growth Resurgence », Cambridge, MA: MIT Press.

Huang, K., Z. Liu, et L. Phaneuf. 2004. « Why Does the Cyclical Behavior of Real Wages Change Over Time? », American Economic Review, vol. 94, no 4, p. 836-856

Jorgenson, D. et D.T. Slesnick. 1999. « Indexing Government Programs for Changes in the Cost of Living », Journal of Business and Economic Statistics, Vol.16, No.2, p.170-181.

King, R., et S. Rebelo. 2000. « Resuscitating Real Business Cycles », NBER Working Paper Series, No. 7534.

Lebow, D., R. Saks et B.A. Wilson. 2003. « Downward Nominal Wage Rigidity : Evidence from the Employment Cost Index », *Advances in Macroeconomics*, Vol. 3, Issue 1, The Berkeley Electronic Press, p.1-28.

Liu, Haoming. 2003. « A Cross-Country Comparison of the Cyclicalities of Real Wages », *Canadian Journal of Economics*, Vol. 36, No. 4, p.923-948.

Mellow, W., et H. Sider. 1983. « Accuracy of Response in Labor Market Surveys : Evidence and Implications », *Journal of Labor Economics*, Vol. 1, No. 4, p.331-344.

Shin, D., et G. Solon. 2006. « New Evidence on Real Wage Cyclicalities Within Employer-Employee Matches », *NBER Working Paper Series*, No. 12262.

Solon, G., R. Barsky et J. Parker. 1994. « Measuring the Cyclicalities of Real Wages : How Important is the Composition Bias? », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 1, p.1-25.

Stock, J., et M. Watson. 1998. « Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series », *NBER Working Paper Series*, No. 6528.

Swanson, Eric T. 2004. « Measuring the Cyclicalities of Real Wages: How Important is the Firm's Point of View? », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 1, p.362-377.

U.S. Department of Labor. 1994. « CES Benchmark Research : Measuring the Impact of a Non-Probability CES Sample on the 1993 State and National Benchmarks », Internal report, Bureau of Labor Statistics, Washington, DC.

U.S. Department of Labor. 1995. « Research Results : March 1994 CES Benchmark », Briefing package, Bureau of Labor Statistics, Washington, DC.